



產學研究計畫報告名稱：

總體審慎措施（含金融措施及租稅措施）對房市之影響（以亞太主要經濟體星、港、韓、台實證分析）

Impacts of Macroprudential Instruments on Housing Prices and Transacted Volume for the Real Estate Markets in Taiwan and Three Asian Areas

委 託 單 位：財團法人台北外匯市場發展基金會

計畫主持人：張金鶚 榮譽講座教授

計畫期間：2020 年 5 月 1 日至 2020 年 10 月 31 日

執行單位：國立清華大學科技管理學院「安富金融工程研究中心」

摘 要

本計畫針對台灣六大都會區之房地產市場，探討囤房稅、房地合一稅、及金融政策中貸款成數與貸款利率兩項政策變數，對房地產價量變化的影響。並針對新加坡、首爾、香港、及台北市的租稅及貸款成數上限政策，在各地區抑止房價的有效性及影響，進行四區的跨境比較。實證結果顯示：(1) 囤房稅與房地合一稅，對於遏止房價飆漲或帶動房價持續下跌的效果顯著，並使房地合一稅效應的提前反映。而六都中，唯一實施囤房稅的台北市，降價效果尤為顯著。(2) 金融政策中的貸款成數與貸款利率效應，隨著購屋者擁屋數的多寡而不同；擁三屋以上族群，貸款利率與房價呈顯著負相關，而貸款成數與房價則呈現不顯著的負相關。即對已擁有多屋的投資者調升貸款利率，對降低房價具有顯著效果。(3) 跨境比較的結果，在香港及台北，貸款成數上限對房價指數，皆呈顯著正相關，與政策預期方向相同，其他兩區，皆不顯著。2014 年在新加坡及台北市實施的租稅相關政策，與該地的房價指數，呈現顯著的負相關；而在首爾，從 2018 年 2 月宣布調高綜合不動產稅率，到 2018 年 9 月，本研究取樣期間截止，該政策變數與房價指數，卻呈現顯著的正向關聯。以上結果顯示，適時實施適當的總體審慎措施，有助於抑止持續進行中的投機行為與不合理房價飆漲的可能。希望研究結果與建議，有助於政府有關單位制定房地產相關政策之參考依據、促進合理房價之形成、與台灣房地產市場之健全發展。

JEL 分類： E37, H24, Q18, R14, R31.

*關鍵字詞：*房地產市場；囤房稅；房地合一稅；貸款成數上限；總體審慎措施。

Abstract

We examine the impacts of macroprudential instruments on housing prices and transacted volume for the real estate market of six metropolitan areas in Taiwan, while cross-regionally comparing the effects of tax policy and LTV cap on housing prices in Singapore, Seoul, Hong Kong, and Taipei City. There are three major empirical results. First, the property taxes on non-self-use houses in 2014 and the consolidated housing and land taxes in 2016 have significant effects on cooling off the housing market and driving house prices to fall subsequently in Taiwan's real estate market, respectively. The cooling-off effect of the property taxes is particularly significant in Taipei City, the only place where the policy was implemented in 2014 among six metropolitan areas. Second, the negative impacts of mortgage rate among financial policies on housing prices increase with the number of houses owned by homebuyers. Third, in cross-regional comparison, the positive impact of LTV cap on housing prices is significant only in Hong Kong and Taipei City as expected; the negative impact of property tax is significant only in Singapore and Taipei City as expected, but significantly positive in Seoul. We show that implementing appropriate macroprudential policies helps restrain on-going speculation and irrational exuberance potential in Taiwan's real estate market. Our empirical results and suggestions can help promote the formation of reasonable housing prices and shed light on sound development of the real estate market in Taiwan.

JEL Classification: E37, H24, Q18, R14, R31.

Keywords: Macroprudential Instruments, Real Estate Market, LTV Cap, Property Taxes on Non-self-use Houses, Consolidated Housing and Land Taxes.

執行摘要

本計畫針對台灣房地產市場，探討政府總體審慎措施中的租稅及金融政策，對房地產價量變化的影響；並針對新加坡、首爾、香港、及台北市的租稅及貸款成數上限政策，在各地區抑止房價的有效性及影響，進行四區的跨境比較。具體而言，針對台灣六大都會區，在租稅政策方面，分析國房稅與房地合一稅，對台灣房地產價量變化的影響，檢驗兩政策對抑止爭議過高房價的有效性。在金融政策方面，以貸款成數與貸款利率兩項政策變數為觀察焦點，以房價快速成長期間的個體資料，在購屋人擁屋數不同的情況下，探討金融政策對房產價量變化的影響。此外，本計畫收集新加坡、香港、首爾、台北市的總體經濟變數、租稅政策、以及貸款成數上限政策等相關資料，進行四區的跨境比較，研究上述變數對於各地區房價的影響。

實證結果顯示：(1) 國房稅與房地合一稅，對於遏止房價飆漲或帶動房價持續下跌的效果顯著，並使房地合一稅效應的提前反映。而六都中，唯一實施國房稅的台北市，降價效果尤為顯著。(2) 金融政策中的貸款成數與貸款利率效應，隨著購屋者擁屋數的多寡而不同；擁三屋以上族群，貸款利率與房價呈顯著負相關，而貸款成數與房價則呈現不顯著的負相關。即對已擁有多屋的投資者，調升貸款利率，對降低房價具有顯著效果。(3) 跨境比較的結果，在香港及台北，貸款成數上限對房價指數，皆呈顯著正相關，與政策預期方向相同。2014 年在新加坡及台北市實施的租稅相關政策，與該地的房價指數，呈現顯著的負相關；而在首爾，從 2018 年 2 月宣布調高綜合不動產稅率，到 2018 年 9 月，本研究取樣期間截止，該政策變數與房價指數，卻呈現顯著的正向關聯。

綜上所述，本計畫佐證總體審慎措施，有助於降低威脅金融體系健全之潛在風險及抑制可能導致資產泡沫化之投機行為，並建議：(1) 有效的政策，繼續做。例如，國房稅對遏止房價飆漲的效果顯著，然而台北市，卻於 2017 年通過修正草案，放寬規定、調降房稅率，形同自殘。(2) 遏止投資炒房，盡快做。“房子是住人的，不是住錢的”。如果因為投資客刻意炒作而導致房價上漲，政府可採用「選擇性信用管制」，收立竿見影之效。(3) 分眾合擊，一起做。政府透過跨部會合作，針對不同族群，採取差別措施，多管齊下。(4) 有始有終，用心做。政策執行的有效性，仰賴主其事者或單位是否能貫徹始終，排除干擾，權衡得失，調整步法，一以貫之的執行。否則，任何善法美意，終將功虧一簣。希望以上實證結果與建議，有助於政府有關單位制定房地產相關政策之參考依據，促進合理房價之形成、與台灣房地產市場之健全發展。

目 錄

中文摘要	i
英文摘要	ii
執行摘要	iii
第一章 緒 論	1
一、計畫緣起	1
二、計畫內容	2
三、研究架構	4
第二章 文獻回顧與政策描述	5
一、文獻回顧	5
二、政策描述	6
(一) 選擇性信用管制	7
(二) 奢侈稅	7
(三) 豪宅稅	8
(四) 實價登錄	8
(五) 囤房稅	9
(六) 房地合一稅	9
第三章 資料描述與敘述性統計	10
一、租稅措施：清華安富中心房價指數分析	10
(一) 資料說明	10
(二) 資料分析	10
二、金融措施：住宅需求調查個體資料分析	13
(一) 資料說明及分析	13
(二) 一屋、二屋、三屋以上資料分布分析	16
第四章 模型設定	22
一、租稅措施：囤房稅與房地合一稅效應分析	22
二、金融措施：貸款成數與利率影響分析	24
(一) 理論模型推導分析	24
(二) 實證模型建立	25
第五章 實證結果	27

一、租稅措施：清華安富中心房價指數分析	27
二、金融措施：住宅需求調查個體資料分析	31
三、小結	31
第六章 跨境比較：新加坡、韓國、香港、台北	33
一、資料及相關政策描述	33
二、跨境比較：模型設定	34
三、跨境比較：實證結果	37
(一) 實證資料處理	37
(二) 實證研究結果	39
四、小結	41
第七章 結論與建議	42
一、結論	42
二、建議	45
參考文獻	47
附 錄	49
一、附錄一	49
二、附錄二	50
三、附錄三	51
四、附錄四	52
五、附錄五	53
六、附錄六	54
七、附錄七	55
八、附錄八	56
九、附錄九	57

第一章 緒 論

一、計畫緣起

本研究計畫題目為：「總體審慎措施（含金融措施與租稅措施）對房市之影響（以亞太主要經濟體星、港、韓、台實證分析）」。此計畫由台北市外匯發展基金會提出，委託清華安富財金研究中心執行，並由張金鶚教授主持此專案。研究時間為 2020 年 5 月到 2020 年 10 月，為期半年，經費 75 萬台幣，研究團隊成員簡介如下：

姓 名	所屬單位
張金鶚 (計畫主持人)	國立清華大學 科技管理學院 榮譽講座教授 國立政治大學 地政學系 特聘教授 (退休) 清華安富金融工程研究中心 諮議委員
林哲群 (協同主持人)	國立清華大學 科技管理學院 院長 國立清華大學 計量財務金融學系 教授 清華安富金融工程研究中心 主任
楊屯山 (協同主持人)	國立聯合大學 財務金融學系 副教授 清華安富金融工程研究中心 研究員
楊太樂 (計畫顧問)	美國安富金融工程集團 (IFE Group) 董事長兼執行長 清華安富金融工程研究中心 諮議委員
張華軒 (研究助理)	國立清華大學 計量財務金融學系 碩士班學生
李宏偉 (研究助理)	國立清華大學 計量財務金融學系 碩士班學生
胡濤庭 (研究助理)	國立清華大學 計量財務金融學系 大學部學生

二、計畫內容

本計畫針對房地產市場，探討政府總體審慎措施 (macroprudential instruments) 中的租稅及金融政策，對房產價量的影響。具體而言，本研究針對台灣六大都會區，在租稅政策方面，分析 2014 年 7 月實施的國房稅與 2016 年 1 月實施的房地合一稅，對台灣房產價量變化的影響，檢驗兩租稅政策的有效性¹；並對國房稅的時論爭議，提出可供參考依據的實證結果²。在金融政策方面，以貸款成數及貸款利率兩項政策變數為觀察焦點，利用內政部營建署「住宅需求動向調查」2011 年 Q1 至 2014 年 Q4，房價快速成長期間，新購住宅購屋者的個體資料，在已購屋者擁屋數不同的情況下，探討金融政策對房地產價量變化的影響。此外，收集新加坡、香港、首爾、台灣，自 2008 年 4 月到 2018 年 9 月的總體經濟變數、租稅政策、以及貸款成數上限政策等相關資料，進行四區的跨境比較，研究上述變數對於各地區房價的影響。本計畫除了檢驗已實施的總體審慎措施之有效性外，希望藉由以上三部分的實證結果，提供有關單位制定相關政策之參考依據。

如果考慮制定調漲利率等相關貨幣政策，來做為穩定房市的選項之一，則升息的副作用，而影響到其他經濟活動，必須列入評估。亦即，一旦政府制定相關政策來調漲利率，希望藉此穩定房市，在房市還未穩定前，其他領域的經濟，就會先受到衝擊。然而，若透過選擇性金融管制政策，例如僅針對房地產相關產業及三屋以上投資者，予以差別貸款利率，應可避免其他產業受到衝擊，而可以促使不合理的房市受到抑制。因為傳統經濟調控理論，只著重貨幣及財政政策對實體經濟的影響，但不著重相關政策對金融穩定的影響，所以在這之前的金融監理機構，注重個體審慎措施卻忽略了系統風險，因而導致了 2008 年的全球金融危機。因此，旨在降低金融體系整體風險的政策工具：總體審慎措施，日漸受到重視。本研究目的，為探討總體審慎措施中的租稅及金融政策，對房產價量的影響。

在金融方面，本計畫運用的資料為內政部營建署的「住宅需求動向調查」。此為政府自 2002 年第二季開始調查的住宅市場需求面之資料，調查對象為台灣六個直轄市的

¹ 六大都會區包括台北市、新北市、桃園市、台中市、台南市、高雄市。實際上，於 2014 年 7 月實施國房稅的都市，只有台北市。重點是自用住宅的房屋稅率為 1.2%，非自住 2 戶以下 2.4%，3 戶以上 3.6%。

² 內政部次長花敬群於 2020/5/20 發文，表示“國房稅是無效且無理的錯誤建議”，後續內政部也在 26 日發布有關數據，指出台灣國房問題有限。次長也在臉書上再度澄清，認為國房稅對於房價的影響可能會有反效果；原文：<https://news.housefun.com.tw/news/article/643570255724.html>。其他國房稅爭議詳見附錄一

已購屋者、欲購屋者、已租屋者與欲租屋者，內容包含住宅需求動機、住宅產品特徵、對房市看法等等。此調查搜集許多可反應住宅需求面之各項指標資訊，且為符合政府在房市政策上的施政方向，調查問卷長期持續精進。然而因為經費有限以及政策更迭，致使此調查難以持續而終止。由於上述原因，導致後期資料有限，以及為配合 2003 年到 2014 年的第四波台灣房市循環中的房價高峰期，故本研究在住宅需求動向調查上的樣本僅取用 2011 年第一季至 2014 年第四季，共 4 年 16 季。

台灣房地產市場歷經四波景氣循環，而這四次循環的背景成因與政府因應的政策都不盡相同。第一次與第二次的景氣高峰期時間分別為 1973 年到 1974 年與 1979 年到 1980 年，普遍認為這兩次房價攀升的原因為第一次與第二次石油危機，由於油價上漲導致物價也跟著上漲，再加上大眾因為抵抗通膨而大量投資保值的房地產產品。而政府為應對第一波循環高峰，實施禁建、限價、提高存放款利率等措施；第二波則是採取空地限建並進一步追查購屋者的資金來源。第三波景氣高峰期為 1987 年到 1989 年，主要因為發放公共設施保留地徵收的補償費，讓地主擁有大量貨幣；再加上國外熱錢湧入、國內低利率環境等原因造成貨幣供給過多，引起地價上漲而房價也跟著大幅上漲。為因應此次大幅攀升的房價，政府大幅提高存放款利率，並實施選擇性信用管制措施。第四波房市景氣自 2003 年 SARS 過後復甦到 2014 年回到高峰期，此次景氣波動比以往的期間長了許多，造成房價高漲的主要因為投資增加。而低利率環境，造成國內資金大量增加、ECFA 兩岸經濟合作架構協議的簽訂、遺產稅的降低等等的因素也將台灣房市塑造成一個適合投資的環境。面對此波循環的高房價，政府實施區域性信用管制、實價登錄、課徵奢侈稅以及囤房稅。

三、研究架構

本研究共分七章，各章主題及研究架構如下：

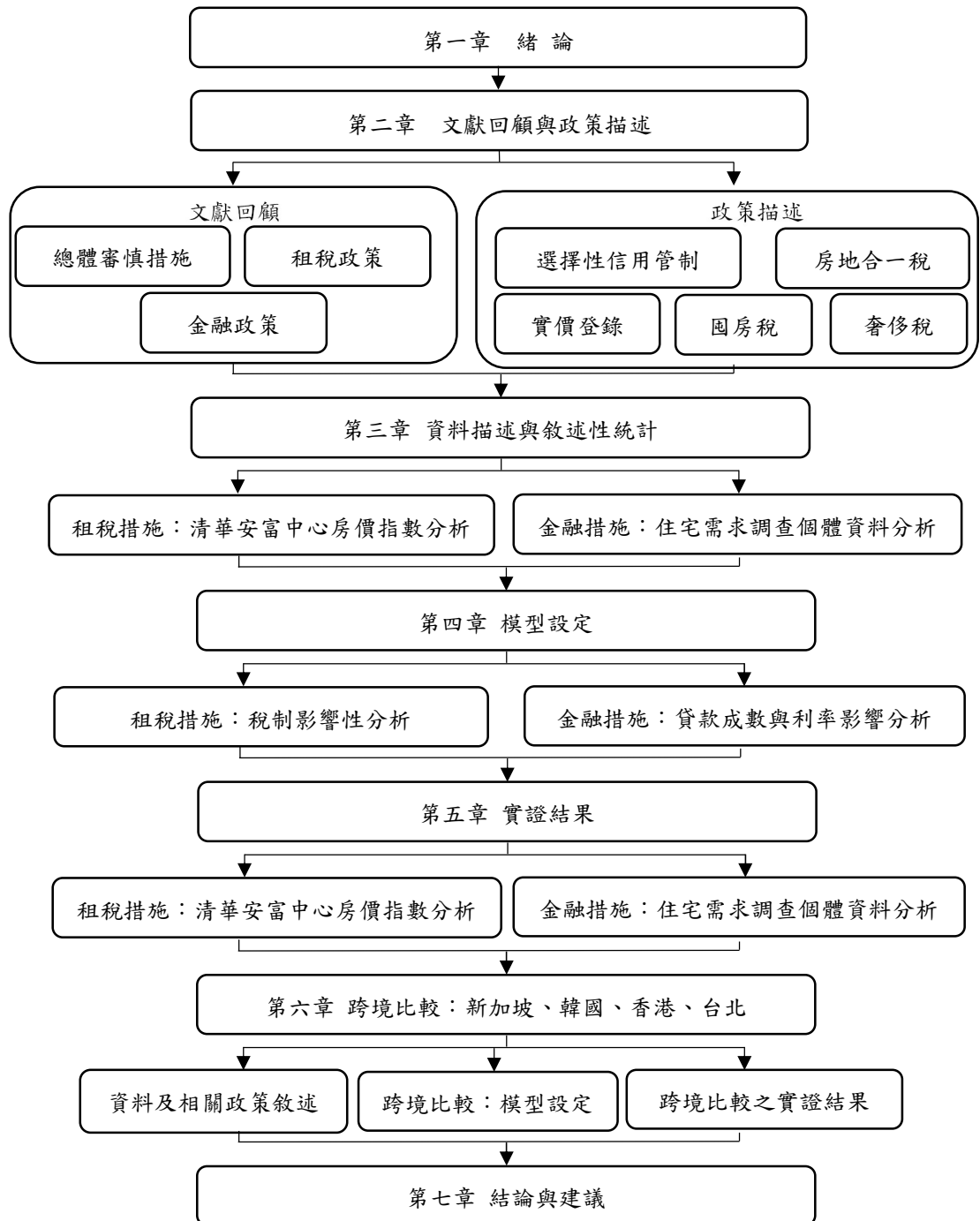


圖 1：研究架構

第二章 文獻回顧與政策描述

一、 文獻回顧

總體審慎措施日漸受到重視，黃淑君（2011）提出總體審慎措施可減少金融系統性潛在風險，且可補強貨幣政策不足之處。Clement（2010）指出 2008 年金融危機的嚴重傷害，亦說明了總體審慎措施的重要性。Borio（2003）也說明總體審慎措施政策的目標為限制系統性風險，進而防止總體產出 GDP 的衰退。又 Zhang et al.（2014）、Kuttner and Shim（2016）的實證研究顯示以總體審慎措施來平抑房價是有效的，再次說明總體審慎措施的重要性。故本研究計畫目的為探討亞太主要經濟體的四個地區，新加坡、香港、首爾、以及台北，採行總體審慎措施中的租稅政策與金融政策對於該地區房地產市場的價與量的影響。

在房市相關租稅政策方面，Peng et al.（2020）透過理論模型推導，認為雖然政府制定的相關政策有助於減少購屋時的成本，但反而會因為吸引更多投資者而造成反效果。因此本研究又細分以自住及非自住的角度去探討租稅措施以及金融政策所帶來的影響，期望未來的政策能減少自住者的購屋成本並抑制投資者的房地產投資行為。Green and Vandell（1999）研究美國的租稅政策改革後發現，若政府對有錢人多課稅而對窮人少課稅，會提高房屋自有率，尤其以較低收入的區域更為明顯。Narwold and Sonstelie（1994）指出最高稅級較高時，房屋自有率較低；然而邊際稅率較高時，房屋自有率相對較高。Bourassa and Yin（2006）認為購屋成本以及家庭特徵較無法解釋房屋自有現象，而相關補助政策則可以解釋。Rosen（1979）指出因為所得稅政策而受到影響的稅後價格與房屋自有率相關。陳柏如（2018）發現奢侈稅對房價沒有顯著影響但提高稅率則對房價有顯著負面影響。根據上述論文研究，房地產相關租稅政策與房屋自有率以及房價均息息相關，因此本計畫租稅部分將討論我國兩大租稅政策，囤房稅以及房地合一稅分別的實施時間與實施前六月對於台灣房地產市場價格影響。

運用個體資料分析金融措施，即貸款成數與利率探討房價以及四地區跨境比較的總體經濟變數與政策變數對房市價量影響，個體資料我們選擇朱芳妮（2017）提及「可反映住宅需求面之各項資訊及指標」的住宅需求動向調查。Jácome and Mitra（2015）提

出貸款成數與負債收入比能有效降低貸款成長但不能完全遏止房價上漲，然而陳柏如（2018）指出貸款成數與貸款負擔率對房價有顯著正面影響。Linneman（1989）亦指出貸款限制會負向影響購屋傾向；且王泓仁等（2017）發現限制貸款成數能減緩低利率對房價所造成的影響。李佳珍等（2012）發現人口變動與房價變動之間沒有顯著的因果關係，而家庭所得變動與房價變動有雙向且非常顯著的因果關係。梅強、林尚毅（2017）發現房地產的直接外人投資與房價有正向影響、所得以及利率則有負向影響。鄧筱蓉（2017）指出房市泡沫價格與股價、匯率、所得有關，但與利率較無關聯；而陳隆麒、李文雄（1998）指出股價與利率皆與房價有正向且顯著的關係。Lin and Lin（2011）分析亞洲六個區域中房市與股市的相互影響，指出日本、中國、香港、台灣四區的房市與股市間皆有共整合關係，而韓國與新加坡則無。然而 Lu et al., (2007) 卻指出台灣的房市與股市並無共整合關係。

另外 Chen et al., (2012) 指出貨幣供給額 M2 的增加會促使房價上漲。根據以上論文內所探討的變數，本研究將運用總經變數為：人口、所得、股價指數、利率、貨幣供給額(M2)、匯率、貸款成數上限、直接外人投資，再加上消費者物價指數。又上述論文大多運用向量自我迴歸模型進行研究，因此本計畫也採用同樣的方式對四個地區進行跨境比較。根據 Peng et al. (2020) 推導出自住者與非自住者（投資者）的最適租金房價比 (rent-to-price ratio) 及各自的保留價格，如果我們假設租金常數的情況下，我們可以進一步推導出貸款成數與利率對房價的邊際效應，藉以比較本研究之實證結果。

二、 政策描述

自 2010 年以來，為打擊高居不下的房價，政府陸續祭出多項房市改革政策，像是 2010 年的選擇性信用管制、2011 年的奢侈稅、2012 年的實價登錄、2014 年提高囤房稅、2015 年提出並於 2016 年實施的房地合一稅。本文探討已實施的兩項房地產相關租稅政策，對於台灣房價的影響：2014 年實施的囤房稅，以及 2016 年 1 月 1 日實施的新制房地合一稅進行影響分析。相關政策實施的時間順序及內容簡述如下：

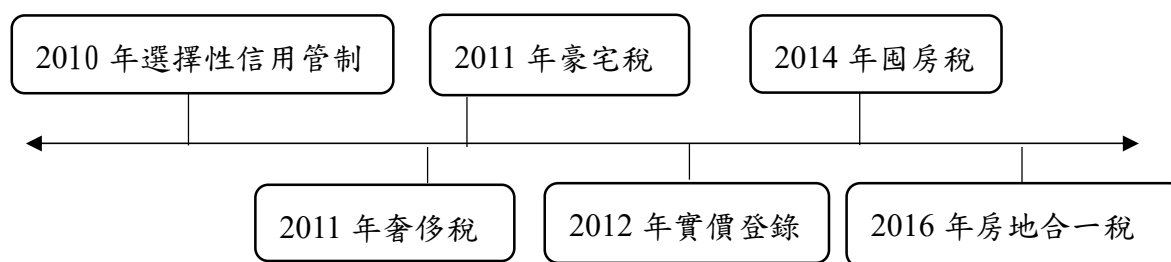


圖 2：台灣房市重大政策實施時間軸

（一）選擇性信用管制

2010 年 6 月 25 日央行實施第一波選擇性信用管制，對申貸購買特定地區第二屋以上者，限制其貸款上限³。包括貸款成數不得超過七成，且沒有寬限期也不得用其他名目增加貸款金額。第二波措施於同年 12 月，特定地區新增新北市三區(淡水、林口、三峽)，申貸購買特定地區第二屋以上者，貸款成數上限降低至六成。

央行於 2012 年 6 月實施第三波措施，除修訂特定地區範圍及調降特定地區貸款適用之貸款成數上限，並新增土地抵押貸款規範，明定貸款成數上限為 6.5 成。針對「高價住宅」(雙北市 8,000 萬以上、其他 5,000 萬以上)，規定貸款成數上限六成，且不得有寬限期。第四波措施在 2014 年 6 月，特定地區擴大範圍至新北市四區 (五股、泰山、八里、鶯歌)，與桃園縣四區 (桃園、蘆竹、中壢、龜山)。另外，全國不分區第三戶房屋貸款最高五成，「高價住宅」貸款成數上限，降至五成，同時修正「高價住宅」定義：台北市 7,000 萬以上、新北市 6,000 萬以上、其他 4,000 萬以上。在貸款成本因選擇性信用管制逐漸增加，且房地合一稅開始實施的情況下，房價逐漸有所緩和。央行於是在 2015 年將高價住宅貸款上限調高至六成，且 2016 年取消大部分特定地區的貸款成數限制。

（二）奢侈稅

「特種貨物及勞務稅條例」，簡稱「奢侈稅」，屬於交易稅，於 2011 年 6 月 1 日起實施，課徵範圍包括房子、土地、飛機、遊艇、汽車等，其中以房屋及土地上的稅收影響最大。房屋課稅基準為實際交易價格，非自用住宅的不動產若在持有 2 年內移轉，

³ 特定地區包括台北市以及台北縣 10 個縣轄市：板橋、三重、中和、永和、新莊、新店、土城、蘆洲、樹林、汐止。

每次移轉徵收奢侈稅（持有期間 1 年以下：15%，持有期間 1 至 2 年：10%）。若有低報、漏報、或是其他逃避奢侈稅行為者，罰鍰為漏稅額三倍。

（三）豪宅稅

2011 年 1 月 24 日台北市政府公告修正「台北市房屋標準價格及房屋現值評定作業要點」，增訂第 15 點針對高價住宅加價課徵房屋稅（即豪宅稅），於 2011 年 7 月 1 日實施。該條文部分節錄如下：房屋為鋼筋混凝土以上構造等級，經逐棟認定具有下列八項標準，為高級住宅，其房屋構造標準單價按該棟房屋坐落地點之街路等級調整率加成核計：（一）獨棟建築（二）外觀豪華（三）地段絕佳（四）景觀甚好（五）每層戶少（六）戶戶車位（七）保全嚴密（八）管理周全。台北市政府於 2014 年 2 月 11 日修正此條文並於 2014 年 7 月 1 日生效，主要修改內容為：逐「棟」認定改為按「戶」認定，房地總價在 8,000 萬元以上，且建物所有權登記總面積達 80 坪以上或每坪單價 100 萬元（不含車位價）以上者，得酌參前述八項特徵。2017 年 1 月 23 日再度修正調整稅基，於 2017 年 7 月 1 日生效，修改內容為適用「房屋構造標準單價表（103 年 7 月起適用）」者，以 120% 加價核計房屋現值。

（四）實價登錄

實價登錄於 2012 年 8 月 1 日起實施。此制度指不動產交易雙方須將交易資訊登錄於內政部所屬的地政機關上，相關資訊包括實際交易價格、房屋地址、房屋格局、車位交易價格等，登錄時間為買賣案件所有權登記的後 30 天內。政府會將這些資訊公開，使資訊透明化，降低不動產資訊不對稱的情況。讓資訊較少的購屋人在挑選房屋時有房價參考依據，避免賣方不當哄抬價格。而在 2020 年 7 月 1 日，內政部宣布實施實價登錄 2.0。此次修法有三大重點：一、申報義務人由原先的買方，改為買賣雙方；二、申報登錄由過戶後 30 日內辦理，提前至買賣移轉登記時，一併辦理；三、須登錄房價內隱含的其他價格(如仲介費、裝潢費)，及該建物詳細資訊(如頂樓加蓋)，若申報不實對買賣雙方施以輕重不同裁罰。另外，立法院於 12 月 30 日，三讀通過實價登錄 2.0 的修正案。最重要的變革，是預售屋銷售前後都要申報納管，同時實價登錄公布資訊將揭露到每個門牌，讓房屋交易市場更加透明。

（五）囤房稅

政府於 2014 年 6 月 4 日公布「房屋稅條例第五條稅率修正案」，即囤房稅，且於 2014 年 6 月 6 日開始生效，具體實施時間以及內容（包括提高稅率幅度、是否採差別稅率等），則由各縣市地方政府自行決定。此囤房稅的重點，是將非自用住宅的房屋稅率由原本的 1.2~2% 提高為 1.5~3.6%，而自用住宅的房屋稅率，仍維持先前的 1.2%。囤房稅屬於持有稅，政府希望拉開自住以及非自住稅率之間的差距，提高非自住房地產持有成本，並減少房地產投機行為，以達到居住正義。由地方政府，自行決定具體實施時間、提高幅度、以及是否根據非自住持有戶數採用差別稅率。目前，只有三縣市實施：台北市、宜蘭縣、以及連江縣。

例如，台北市於 2014 年 7 月 1 日起開始實施囤房稅，並訂定 2 戶以下非自住房屋每戶的房屋稅為 2.4%，3 戶以上非自住房屋每戶為 3.6%。然而，台北市政府於 2017 年 7 月 5 日修正「台北市房屋稅徵收自治條例」，於 2017 年 7 月 1 日施行。其中第四條第三點，將建商於 2017 年 7 月 5 日起取得使用執照，但在 3 年內未銷售的新屋，改採按現值 1.5%課徵（原為 3.6%）。且 2014 年 7 月 1 日以後，核發使用執照或建造完成之待銷售之住家用房屋，於此條例修正後兩年內未賣出者，亦改按現值 1.5%課徵。

（六）房地合一稅

立法院於 2015 年 6 月 5 日三讀修正通過《房地合一稅》，並於 2016 年 1 月 1 日實施。此稅制屬於資本利得稅，原先是根據土地公告現值徵收土地增值稅以及根據房屋評定現值徵收房屋交易所得稅。而新制的房地合一稅將兩稅合併為實價課稅，關於新舊兩制之比較詳見附錄三。實施目的為導正房屋、土地交易所得分別課稅之弊端，提高房地產交易成本，抑制房地產短期炒作行為。本研究將 2015 年 6 月以及 2016 年 1 月當作實施前 6 月與實施時間點來觀察此租稅政策是否對於台灣房價有顯著影響。

第三章 資料描述與敘述性統計

一、租稅措施：清華安富中心房價指數分析

(一) 資料說明

針對台灣六大都會區房產價量的影響，我們為分析囤房稅的實施效應與房地合一稅的宣告及實施效應，將資料以三個時間點、切分四個時段：(1) 囤房稅實施前的 6 個月、(2) 囤房稅實施後至房地合一稅實施前的 6 個月、(3) 房地合一稅實施前的 6 個月、以及 (4) 房地合一稅實施後的 12 個月，並將此四時段定義為 $T_k, k \in \{1, 2, 3, 4\}$ ，即資料取樣期間為 (2014/01~2016/10) 的月資料。另外，包含可能影響房價的控制變數：利率、房屋供給量(採用不含農舍之住宅用使用執照面積來代替)、及該城市人口戶數。

“房價指數”資料來源為「清華安富金融工程研究中心」，其指數基期為 2013 年 1 月；“利率”為五大銀行新承做購屋利率，資料來源為「中華民國統計資訊網」；“建物使用執照面積”資料來源為內政部營建署網站；“人口資料”來源為內政部統計查詢網。表 1~3 呈現上述變數的敘述性統計。我們將六都的房價指數、使用執照面積、人口取對數後，將台北市以外的五都各變數，分別減去台北市對應的變數，使其呈現比例的型態，目的是衡量囤房稅與房地合一稅，在五都與台北市效應的差異。

(二) 資料分析

六都房價指數，於上述四個時段，在兩稅實施前後的變動情形，如圖 3~4 所示。實線部分為房價(月)變動率，縱軸座標在右側，虛線部份為房價指數，縱軸座標在左側。在台北市於 2014 年 7 月，實施囤房稅前(左一縱向實線)，六都房價皆快速向上成長；實施後，六都房價指數(月)變動率，轉為負值。顯示，囤房稅實施後，六都房價緩長的趨勢明顯。而在房地合一稅實施前的六個月，六都房價(月)變動率，皆轉為負值，顯示政策實施前的宣告效應，使民眾預期房價下跌，而當房地合一稅實施後，政策調節效果不如預期心理般強烈，進而使房價下跌趨勢，趨於平緩。

表 1：台灣房價月指數敘述統計表 (2014 年 1 月至 2016 年 10 月)

縣 市	平均數	中間值	標準差	最小值	最大值
全 國	120	120	1.9	115	122
台北市	109	111	3.5	103	113
新北市	115	116	3.0	110	118
桃園市	124	124	3.1	120	128
台中市	128	123	3.3	118	132
台南市	130	131	4.0	118	133
高雄市	122	123	1.8	117	124

註：表內數字單位為「%」，以 2013 年 1 月為基期(100%) 資料來源:清華安富金融工程中心

表 2：人口戶數月資料敘述統計表(2014 年 1 月至 2016 年 10 月)

縣市	平均數	中間值	標準差	最小值	最大值
全國	841	841	7.8	828	854
新北市	150	150	1.4	148	152
台北市	104	104	0.7	102	105
桃園市	74	74	1.5	71	77
台中市	92	92	1.3	90	94
台南市	67	67	0.4	66	68
高雄市	107	107	0.7	106	108

註：表內數字單位為「萬戶」 資料來源：中華民國統計資訊網

表 3：使用執照變數敘述統計表

縣市	平均數	中間值	標準差	最小值	最大值
全國	144	138	31.9	59	232
新北市	23	23	10.4	5	48
台北市	9	8	4.7	1	20
桃園市	25	25	12.9	5	70
台中市	24	23	9.3	8	47
台南市	12	11	5.1	5	31
高雄市	15	145	7.3	4	31

註：表內數字單位為「萬平方公尺」 資料來源：內政部營建署

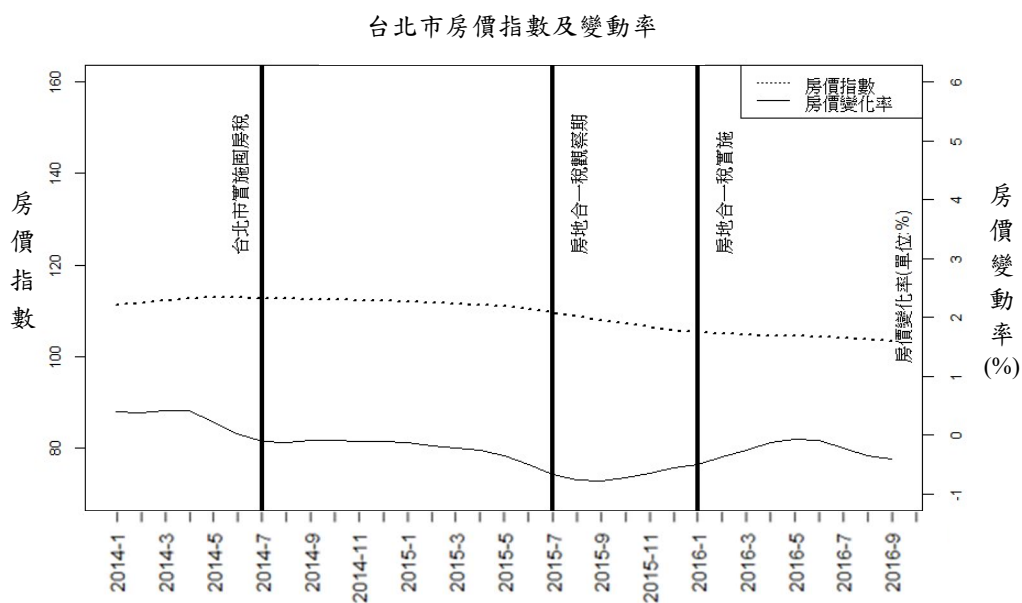


圖 3： 台北市房價指數及其變動率

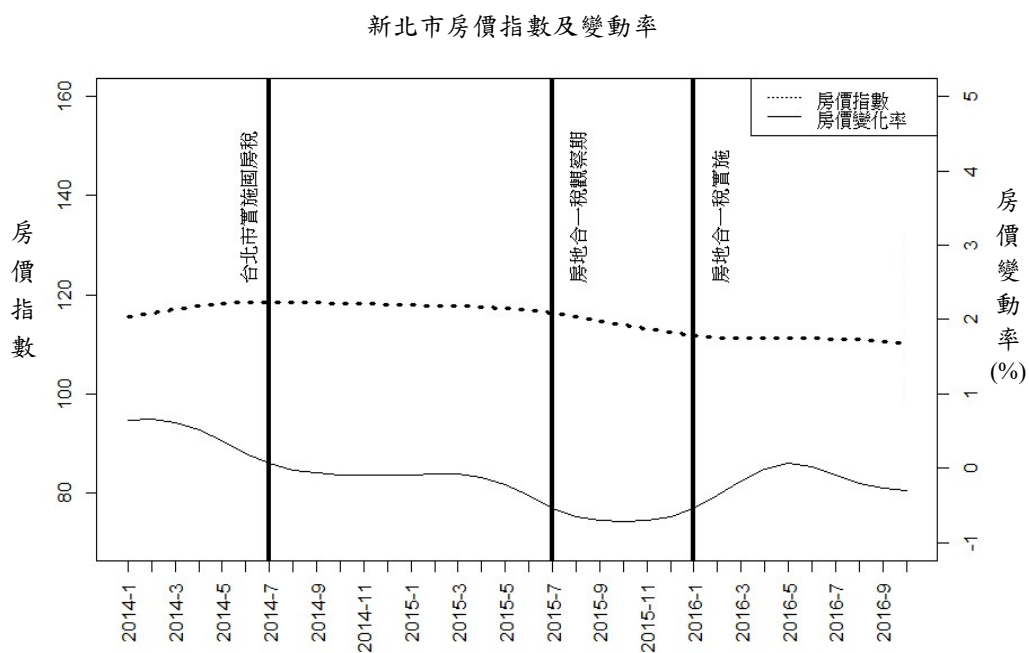


圖 4： 新北市房價指數及其變動率

表 4 說明全國及六都房價成長率，台北市於 2013 年成長逾 10.8%，但是在 2014 年漲幅減緩至 0.8%，減緩幅度達到 10%。

表 4：2013 至 2019 年六都房價年成長率

年	全 國	台 北	新 北	桃 園	台 中	台 南	高 雄
2013	16.80%	10.80%	14.90%	22.30%	19.90%	19.30%	17.93%
2014	4.20%	0.80%	2.10%	3.90%	7.00%	8.90%	4.28%
2014-2013	-12.60%	-10.00%	-12.80%	-18.40%	-12.90%	-10.40%	-13.65%
2015	-2.50%	-5.50%	-4.70%	-4.90%	-1.50%	-0.90%	-1.33%
2016	-0.40%	-3.30%	-1.80%	-1.70%	2.10%	1.20%	-1.39%
2016-2015	2.10%	2.20%	2.90%	3.20%	3.60%	2.10%	-0.06%
2017	1.70%	-0.30%	0.20%	-0.60%	3.20%	3.20%	1.25%
2018	0.38%	0.20%	0.30%	0.30%	2.50%	2.80%	1.51%
2019	3.70%	1.50%	1.70%	2.90%	3.50%	5.90%	4.40%

註：房價年成長率計算方式為：(12 月指數-1 月指數)/1 月指數*100%

二、 金融措施：住宅需求調查個體資料分析

(一) 資料說明及分析

使用資料為中華民國住宅學會自 2002 年起公布的「住宅需求動向調查」2011/Q1 ~ 2014/Q4 的季資料。該調查起初是每季發布成果，但從 2009 到 2010 年上半年，發布頻率改成半年報。自 2010/Q3 到 2014/Q4 改回季報，2015 年開始改成年報。所以，本研究取樣期間為 2011/Q1 至 2014/Q4，而此時段適逢房價快速成長期。本計畫針對在台北、新北、及桃園市，於取樣期間的「已購屋者」的個體資料，分析金融措施中貸款成數(LTV)與貸款利率(r)，在購屋人擁屋數不同的情況下，對房產價格變化的影響。

台北市的樣本數共 1,706 筆，新北市 4,675 筆，桃園市 1,909 筆。內容含期間內成交房屋的成交價格(HP)、交易時間(S)、不動產特徵，包括：樓層(Hfloor)、屋齡(Hage)、坪數(SIZE)，購屋人特徵，包括：擁有房屋數量(Hnumber)、年齡(AGE)、月薪收入(INCOME)、對未來房價的看法(FT)：若購屋人預期房屋價格在未來一年後看漲，則 FT=1，反之未來

看跌或持平，則 $FT = 0$ ，以及貸款成數(LTV)及貸款利率(r)，其中房貸利率每個人適用的房貸利率不同，貸款利率區分為兩種：一般利率及優惠利率，我們將貸款金額比例為權重，進行加權平均計算，求得平均利率。

交易時間化為時間虛擬變數(交易時間位於該年或該季則變數為 1，其餘為 0)，舉例來說，若一房屋在 2012 年 Q1 成交，則變數 S1 及 T12 為 1，其餘時間虛擬變數為 0;不動產特徵其中的「行政區」變數轉換成地區虛擬變數，例如樣本取自永和區，則 D 永和=1，其餘為 0，其他以此類推。值得注意的是擁有房屋數量，本研究將擁有房屋數量轉換成虛擬變數，也就是購屋者在購買房屋後所擁有的房屋數量，若只有一間，則 $H_1=1$ ，其餘為 0，若有兩間，則 $H_2=1$ ，其餘為 0，若有三間以上，則 $H_3=1$ ，其餘為 0。

見表 5，台北市的平均貸款成數為 0.693，而中間值為 0.719，推測台北市貸款成數非常態分配，屬於非對稱的分配，而利率平均值與中間值皆為 0.02，可以推測利率有可能為對稱的分配，而下文會刻畫出台北市貸款成數及利率個擁屋數族群的分配，而未來房價看法平均值為 0.52，說明在 2011 至 2014 年的台北市，有 52%的購屋者對未來一年後的房價持樂觀的看法。

表 5：台北市 2011 年 Q1 至 2014 年 Q4 的個體資料

變數名稱	平均數	中間值	標準差	最小值	最大值
樓層(層)	5.51	5.00	3.48	1.00	25.00
屋齡(年)	17.02	15.00	13.53	0.00	52.00
一屋	0.37	0.00	0.48	0.00	1.00
二屋	0.45	0.00	0.50	0.00	1.00
三屋以上	0.18	0.00	0.38	0.00	1.00
未來房價看法	0.52	1.00	0.50	0.00	1.00
坪數(坪)	33.6	30.0	18.5	8.0	283.0
房價(萬元)	1921	1500	1551	220	17000
貸款成數(%)	0.693	0.719	0.141	0.7	0.985
購屋者年齡(歲)	47.92	46.00	9.57	29.00	84.00
月收入(萬元)	12.68	10.50	7.74	1.50	40.00
貸款利率(%)	1.99	1.97	0.21	1.60	3.20

註：2011~2014 各年度資料佔比分別為：24%、28%、23%、及 25%

表 6：新北市 2011 年 Q1 至 2014 年 Q4 的個體資料

變數名稱	平均數	中間值	標準差	最小值	最大值
樓層(層)	6.20	5.00	4.12	1.00	43.00
屋齡(年)	14.02	11.00	13.15	0.00	69.00
一屋	0.43	0.00	0.5	0.00	1.00
二屋	0.44	0.00	0.5	0.00	1.00
三屋以上	0.14	0.00	0.34	0.00	1.00
未來房價看法	0.46	0.00	0.5	0.00	1.00
坪數(坪)	34.29	31.15	14.7	8.00	283.00
房價(萬元)	1335	1100	1021	160.	17000.
貸款成數(%)	0.7	0.72	0.14	0.7	0.99
購屋者年齡(歲)	46.68	44.00	8.94	21.00	84.00
月收入(萬元)	7.027	7.500	6.42	1.50	33.50
貸款利率(%)	1.99	1.96	0.26	1.51	5.00

註：2011~2014 各年度資料佔比分別為：24%、25%、24%、及 27%

由表 6 可知，新北市的平均貸款成數為 0.7，而中間值為 0.72，推測新北市貸款成數非常態分配，屬於非對稱的分配，而利率平均值與中間值皆為 0.02，可以推測利率有可能為對稱的分配，而下文也會刻畫出新北市貸款成數及利率個擁屋數族群的分配，而未來房價看法平均值為 0.56，說明在 2011 至 2014 年的新北市，有 56%的購屋者對未來一年後的房價持樂觀的看法。

表 7：桃園市 2011 年 Q1 至 2014 年 Q4 的個體資料

變數名稱	平均數	中間值	標準差	最小值	最大值
樓層	6.65	6.00	3.84	1.00	24.00
屋齡	6.91	3.00	8.08	0.00	45.00
一屋	0.40	0.00	0.49	0.00	1.00
二屋	0.44	0.00	0.50	0.00	1.00
三屋以上	0.16	0.00	0.36	0.00	1.00
未來房價看法	0.56	1.00	0.5	0.00	1.00
坪數(坪)	41.36	38.00	17.14	4.00	210.38
房價(萬元)	799.5	700.0	499.4	50	6000
貸款成數	0.71	0.72	0.14	0.007	0.99
購屋者年齡(歲)	45.32	43.00	8.66	26.00	78.00
月收入	9.42	7.500	6.15	1.50	58.50
貸款利率(%)	1.98	1.96	0.27	1.50	4.80

註：2011~2014 各年度資料佔比分別為：15%、14%、36%、及 35%

見表 7，桃園市的平均貸款成數為 0.71，而中間值為 0.72，推測桃園市貸款成數非常態分配，屬於非對稱的分配，而利率平均值與中間值皆為 0.02，可以推測利率有可能為對稱的分配，而下文也會刻畫出台北市貸款成數及利率個擁屋數族群的分配，而未來房價看法平均值為 0.46，說明在 2011 至 2014 年的桃園市，有 46% 的購屋者對未來一年後的房價持樂觀的看法。

(二) 一屋、二屋、三屋以上資料分布分析

將台北、新北、桃園依 H_1 (一屋)、 H_2 (二屋)、 H_3 (三屋以上)分類，分別探討三個群體的貸款成數及利率的分布狀況。本研究使用核密度估計法(Kernel Density Estimation)，以高斯函數(Gaussian function)為核密度函數，估計族群之貸款成數及貸款利率的機率分配(詳見圖 5 至 10)。縱軸為核密度函數，橫軸為貸款成數或貸款利率，說明不同擁屋數族群之貸款成數或貸款利率，在全樣本中的機率分配。實線、點線、虛線分別表示 H_1 、 H_2 、 H_3 貸款成數或貸款利率的核密度函數。表 8~12 (分別對應圖 5~10)，為各族群間的 t 檢定結果，以檢測各族群之貸款成數或貸款利率均值，是否相等。

如圖 5 所示，台北市貸款成數普遍分布於六到八成之間， H_1 、 H_2 、 H_3 族群貸款成數的分配，明顯不同。具體而言，經由核密度估計法， H_1 、 H_2 、 H_3 族群，貸款成數在六成以上的比例，分別為 81%、81%、68%；在六到八成之間的比例，分別為 57%、57%、48%；而在八成以上的比例，分別為 25%、24%、20%， H_3 與其他兩族群的差距減少。圖 6 可見，台北市一屋族群的利率分布，較二屋及三屋以上族群，偏左一些，似乎首購族群的貸款利率，較其他族群優惠些。表 8 與表 9：貸款成數與貸款利率的 t 檢定，證實以上觀察。表 8 顯示， H_3-H_1 與 H_3-H_2 為負值，且統計上顯著；說明， H_3 族群的平均貸款成數，顯著低於其他族群。表 9 顯示， H_3-H_1 與 H_2-H_1 為正值，且統計上顯著；說明， H_1 族群的平均貸款利率，與 H_2 及 H_3 族群的平均貸款利率比較，在統計上，有顯著的差異，亦即 H_1 族群的平均貸款利率，顯著低於 H_2 及 H_3 。

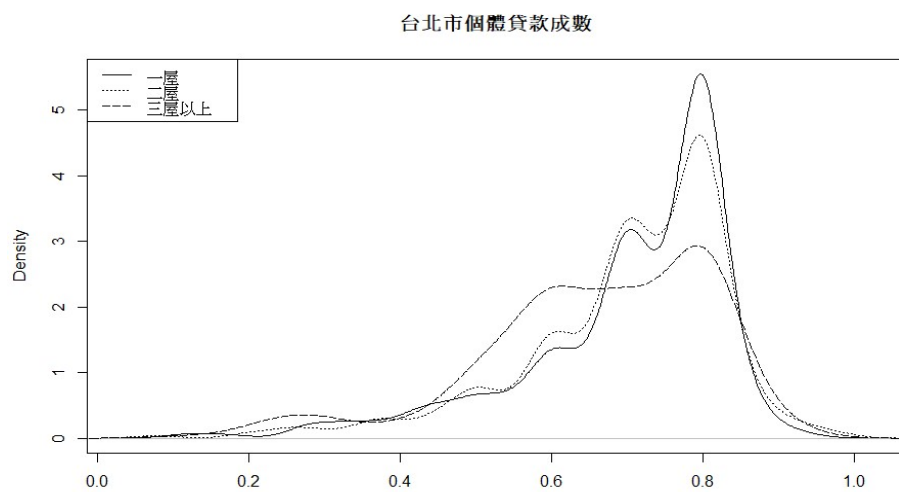


圖 5：台北市個體資料貸款成數分配

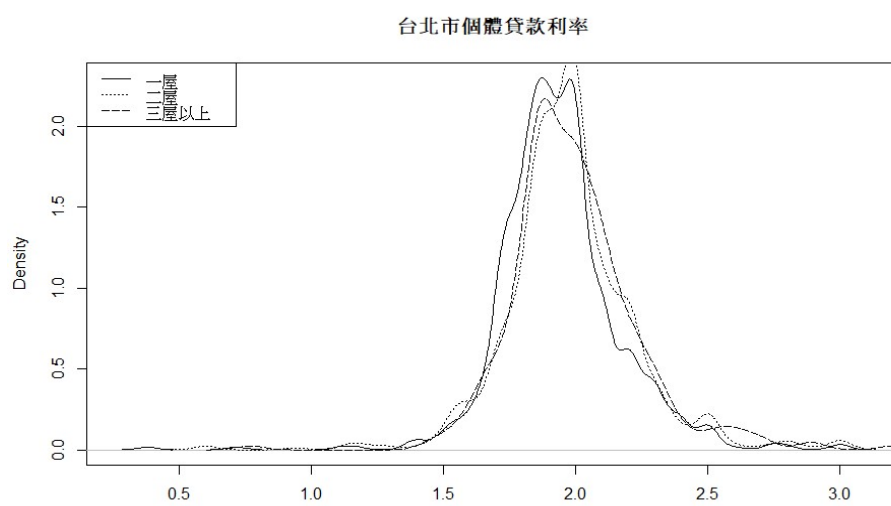


圖 6：台北市個體資料貸款利率分配

表 8： 台北市一屋、二屋、三屋以上族群間貸款成數 t 檢定

Null Hypothesis	t-stats	p-value
$H_0: H_3-H_1=0$	-3.92***	0.0001
$H_0: H_2-H_1=0$	-0.11	0.91
$H_0: H_3-H_2=0$	-3.98***	0.0001

註： 其中*、**、***分別代表達到 90%、95%、及 99% 的顯著水準。

表 9： 台北市一屋、二屋、三屋以上族群間貸款利率 t 檢定

Null Hypothesis	t-value	p-value
$H_0: H_3-H_1=0$	3.21***	0.001
$H_0: H_2-H_1=0$	2.98***	0.003
$H_0: H_3-H_2=0$	0.92	0.36

註： 其中*、**、***分別代表達到 90%、95%、及 99% 的顯著水準。

如圖 7 所示，新北市貸款成數普遍分布於六到八成之間， H_1 、 H_2 、 H_3 族群貸款成數的分配，明顯不同。具體而言，經由核密度估計法， H_1 、 H_2 、 H_3 族群，貸款成數在六成以上的比例，分別為 84%、81%、73%；在六到八成之間的比例，分別為 60%、59%、53%；而在八成以上的比例，分別為 25%、22%、20%， H_3 與其他兩族群的差距減少。相較於台北市，貸款成數在六成以上、及六到八成之間的比例，新北市的 H_3 與其他兩族群的差距，均為減少。圖 8 可見，新北市各族群間，貸款利率的機率密度，並沒有明顯的差異，似乎首購族群的貸款利率，並沒有比二屋及三屋以上族群優惠。表 10 與表 11：貸款成數與貸款利率的 t 檢定，證實以上觀察。表 10 顯示， H_2-H_1 為負值，且統計上顯著；說明， H_2 族群的平均貸款成數，顯著低於 H_1 族群。但是，新北市 H_3 族群的平均貸款成數，相較於 H_1 及 H_2 族群，統計上而言，並無顯著的差異。而表 11 也顯示，各族群間的貸款利率均值，並沒有統計上明顯的差異。

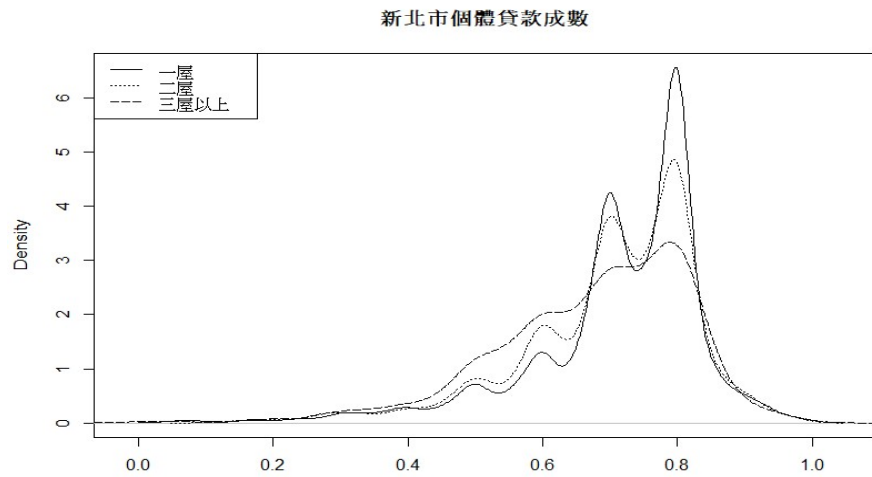


圖 7： 新北市個體資料貸款成數分配

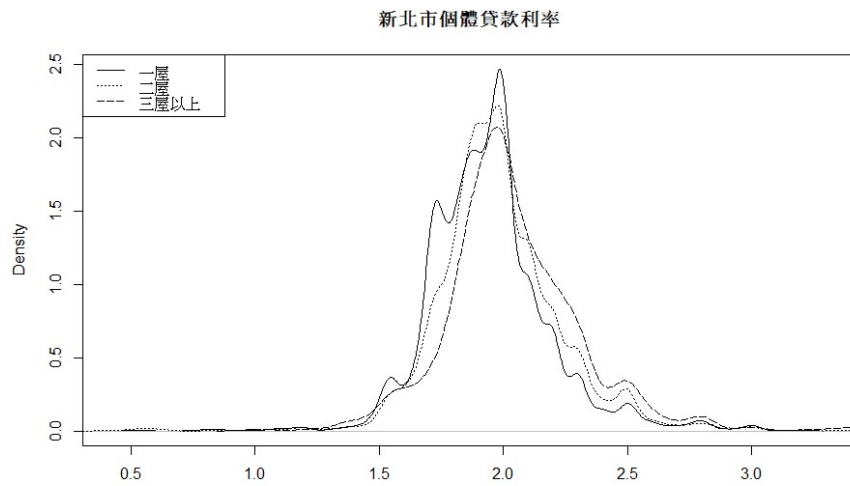


圖 8： 新北市個體資料貸款利率分配

表 10： 新北市一屋、二屋、三屋以上族群間貸款成數 t 檢定

Null Hypothesis	t-value	p-value
$H_0: H_3 - H_1 = 0$	-1.4	0.17
$H_0: H_2 - H_1 = 0$	-1.64*	0.10
$H_0: H_3 - H_2 = 0$	-0.10	0.92

註： 其中*、**、***分別代表達到 90%、95%、及 99% 的顯著水準。

表 11： 新北市一屋、二屋、三屋以上族群間貸款利率 t 檢定

Null Hypothesis	t-value	p-value
$H_0: H_3 - H_1 = 0$	-0.35	0.72
$H_0: H_2 - H_1 = 0$	0.03	0.97
$H_0: H_3 - H_2 = 0$	-0.39	0.7

註： 其中*、**、***分別代表達到 90%、95%、及 99% 的顯著水準。

如圖 9 所示，桃園市貸款成數普遍分布於六到八成之間， H_1 、 H_2 、 H_3 族群貸款成數的分配，明顯不同。具體而言，經由核密度估計法， H_1 、 H_2 、 H_3 族群，貸款成數在六成以上的比例，分別為 82%、82%、71%；在六到八成之間的比例，分別為 55%、59%、46%；而在八成以上的比例，分別為 27%、23%、25%， H_3 與其他兩族群的差距減少。上述三項比例，桃園市的 H_3 與其他兩族群的差距，與台北市相當。圖 10 可見，桃園市一屋族群的利率分布，較二屋及三屋以上族群，偏左一些，似乎首購族群的貸款利率，較其他族群優惠些。表 12 與表 13：貸款成數與貸款利率的 t 檢定，證實以上觀察。表 12 顯示， $H_3 - H_1$ 與 $H_3 - H_2$ 為負值，且統計上顯著；說明， H_3 族群的平均貸款成數，顯著低於其他族群。表 13 顯示，各族群兩兩之間的貸款利率均值，呈現統計上明顯的差異，而且 $H_3 > H_2 > H_1$ 。亦即，在桃園市的樣本中，貸款利率隨購屋者擁屋數的增加而增加。

桃園市個體資料貸款成數

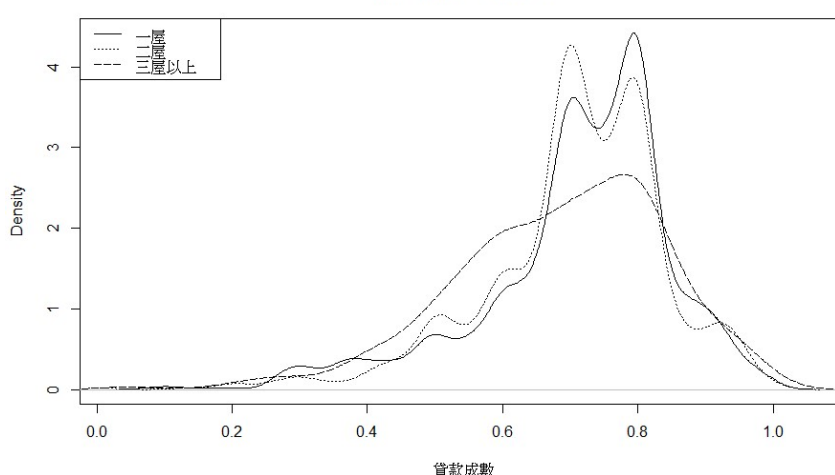


圖 9： 桃園市個體資料貸款成數分配

桃園市個體資料貸款利率

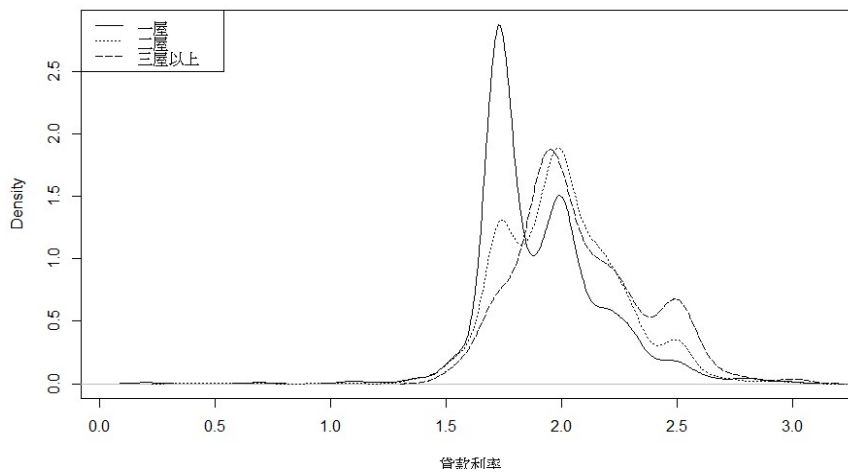


圖 10：桃園市個體資料貸款利率分配

表 12：桃園市一屋、二屋、三屋以上族群間貸款成數 t 檢定

Null Hypothesis	t-value	p-value
$H_0: H_3 - H_1 = 0$	-2.19**	0.029
$H_0: H_2 - H_1 = 0$	-0.56	0.58
$H_0: H_3 - H_2 = 0$	-2.51**	0.012

註：其中*、**、***分別代表達到 90%、95%、及 99% 的顯著水準。

表 13：桃園市一屋、二屋、三屋以上族群間貸款利率 t 檢定

Null Hypothesis	t-value	p-value
$H_0: H_3 - H_1 = 0$	3.79***	0.0002
$H_0: H_2 - H_1 = 0$	6.92***	0.0001
$H_0: H_3 - H_2 = 0$	9.08***	0.0001

註：其中*、**、***分別代表達到 90%、95%、及 99% 的顯著水準。

綜上所述，由樣本資料的核密度估計法(Kernel Density Estimation)及 t 檢定結果，北區三都的貸款成數及貸款利率的機率分布與均值，隨著購屋者擁屋數的多寡而不同。在台北及桃園市，擁三屋以上的購屋族群，平均貸款成數(貸款利率)，顯著低於(高於)其他兩族群。在新北市，擁二屋的購屋族群，平均貸款成數，顯著低於擁一屋者；但是，各族群間的貸款利率均值，並沒有統計上明顯的差異。

第四章 模型設定

一、租稅措施：國房稅與房地合一稅效應分析

本計畫以事件研究分析法(event study)與時間序列分析法(time series analysis)，來檢驗國房稅與房地合一稅的政策效應，並以差異中的差異分析法(Difference in Differences, DID)，分析於 2014 年 7 月，六都中唯一實施國房稅的台北市與其他五都的實證差異，作為分析國房稅效應的“穩健性檢驗”(robustness check)。事件研究分析法，是比較新稅制實施前後六個月的平均每月房價指數(交易量)的漲跌幅；時間序列分析法，是以前述漲跌幅的時間序列資料，在取樣期間內(2014/01~2016/10)的四個時段，檢驗兩稅的實施或宣告效應；DID 分析法，則是相較於台北市，以測試五都房價漲跌幅是否顯著不同，來檢驗國房稅的實施效應，並佐證前兩種分析法之實證結果。

DID 分析法，衡量政策實施前後以及實驗組與對照組之間的差異。亦即，將實驗組政策前後變化，減去對照組政策前後變化，如有顯著差異，則代表政策的有效性，反之則無。傳統虛擬變數迴歸，無法衡量房價的調節效果，是否真的來自政策效應，或者只是房地產市場的趨勢所致；兩者相比，DID 分析法更為嚴謹，故作為分析國房稅效應的“穩健性檢驗”。即以台北市樣本為實驗組，其他五都樣本為對照組。應變數 Y_{it} 定義為「 i 城市與台北市的(月)房價指數漲跌幅之比率」， i 城市為除台北市以外的五都之一，其目的是為了衡量五都與台北市的房價差距。

自變數包括：(1)可能影響房價指數的控制變數(X_i)；及(2)時段虛擬變數(d_{mn})， $(m, n) \in \{1, 2, 3, 4\}$ ，即本研究樣本空間中的四個時段(T1, T2, T3, T4)，請見下圖 11。例如 d_{12} ，代表以時段 T1 為基底，如果樣本取自時段 T2，則 $d_{12}=1$ ，若樣本取自非時段 T2，則 $d_{12}=0$ 。如果 d_{12} 顯著小於 0，表示時段 T2 的平均 Y_i 值，顯著小於時段 T1 之均值，其他 d_{mn} 值，以此類推。此經濟意涵為衡量台北市國房稅實施後，調節房價的效果是否比沒有實施的五都來的有效。為評估實施國房稅及房地合一稅的有效性，將實施兩稅之前的六個月，分別定義 T1 及 T3 兩時段，為稅務政策實施前之緩衝期。再以時段虛擬變數 d_{mn} ，

檢測稅法政策實施前後對六都房價指數的 DID 效果。表 14 為本研究用於時間序列分析法及 DID 的時段模型。

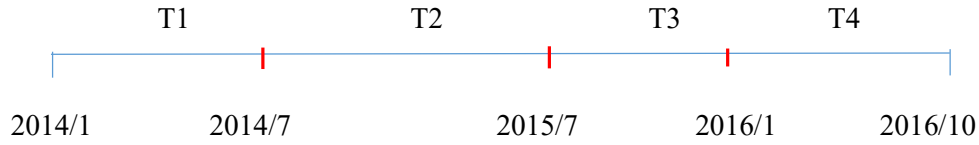


圖 11：樣本隸屬的四個時段

表 14：時段模型

時段	期 間	間距 (月)	模 型
T1	2014/01~2014/06	6	$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 r + \beta_2 \text{Lic} + \beta_3 \text{POP} + \beta_4 d_{12} + \beta_5 d_{13} + \beta_6 d_{14}$
T2	2014/07~2015/06	12	$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 r + \beta_2 \text{Lic} + \beta_3 \text{POP} + \beta_4 d_{21} + \beta_5 d_{23} + \beta_6 d_{24}$
T3	2015/07~2015/12	6	$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 r + \beta_2 \text{Lic} + \beta_3 \text{POP} + \beta_4 d_{31} + \beta_5 d_{32} + \beta_6 d_{34}$
T4	2016/01~2016/10	10	$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 r + \beta_2 \text{Lic} + \beta_3 \text{POP} + \beta_4 d_{41} + \beta_5 d_{42} + \beta_6 d_{43}$

模型中的 Y_{it} 定義為「 i 城市與台北市的(月)房價指數漲跌幅之比率」，以衡量 i 城市與台北市房價的差異，並以比例形式呈現，目的為檢驗五都與台北市的房價差距是否擴大。如式(1)。 X_i 定義為「 i 城市與台北市擁有的總體變數取對數後相減」，如利率(r)、建物使用執照(LIC)、人口戶數(POP)。

$$Y_{it} = \Delta P_{it} / \Delta P_{\text{台北市}, t} \quad (1)$$

d_{mn} 時間虛擬變數，亦即代表時段 m 與 n 的房價條件均數(conditional mean)的差異， u_{it} 為外生變數干擾項。在我們建構出在表 14 的四個模型下，變數 d_{12} 、 d_{23} 、 d_{34} 便為我們關注的焦點。在不同的時段 m 及 n 中，應變數(該城市與台北市的房價指數取對數後相減)在給定各解釋變數的條件均數(conditional mean)時，我們將使用最小平方法(ordinary least square, OLS)針對各參數做係數估計。各參數的係數便為應變數受到自變數變動一單位的敏感程度。

二、 金融措施：貸款成數與利率影響分析

(一) 理論模型推導分析

本研究參考 Peng *et. al* (2020) 所推導出之自住者與投資者的最適租金房價比(rent-to-price ratio)，並假設租金為一常數，推導出各自對房產的保留價格(reservation price)，及貸款成數(ω)與貸款利率(r)，對各自保留價格的邊際效應與預期影響方向，藉以比較本研究之實證結果(公式(8)與(9))。Peng *et. al* (2020) 假設自住者為房產的需求者，其保留價格(P_j)，顯示於公式(2)；而投資者為房產的供給者，其保留價格(P_i)，顯示於公式(5)。本研究假設擁有三屋以上的購屋者為投資者，為本研究觀察重點，其他為自住者，實證檢驗 ω 與 r 對房價指數的影響。其中，影響 P_j 的變數包括：房價預期成長率(π)、自住者的使用資金成本(y)、預期居住年限(T_j)、及房屋買、賣、維持成本之變數(δ_b 、 δ_s 、 ϕ)；影響 P_i 的變數包括：投資者之風險溢酬(ψ)、及預期投資年限(T_i)。

$$P_j = \frac{\bar{R}(\alpha-1)}{(\pi-y)\left[\frac{(\alpha-1)\phi}{\pi-y} + \frac{(1-e^{-yT_j})\omega r}{y} + (1+\delta_b-\omega+e^{-yT_j}\omega)-\alpha(1-\delta_s)\right]} \quad \text{where } \alpha = e^{(\pi-y)T_j} \quad (2)$$

$$\text{令 } \mathcal{M} = (\pi-y) \left[\frac{(\alpha-1)\phi}{\pi-y} + \frac{(1-e^{-yT_j})\omega r}{y} + (1+\delta_b-\omega+e^{-yT_j}\omega)-\alpha(1-\delta_s) \right]$$

可得以下二式：

$$\frac{\partial P_j}{\partial \omega} = -\bar{R}(\alpha-1)\mathcal{M}^{-2} \left[\left(\frac{r}{y} - 1 \right) (1-e^{-T_j}) \right] (\pi-y) \quad (3)$$

$$\frac{\partial P_j}{\partial r} = -\bar{R}(\alpha-1)\mathcal{M}^{-2} \left[\frac{(1-e^{-T_j})\omega}{y} \right] (\pi-y) \quad (4)$$

由公式(3)、(4)可知， $\partial P_j / \partial r < 0$ ；如果 $r < y$ ， $\partial P_j / \partial \omega > 0$ ，若 $r > y$ ， $\partial P_j / \partial \omega < 0$ 。亦即，若提升利率或當 $r < y$ 時，降低貸款成數，在其他條件保持不變的情況下，自住者作為房產的需求者，其保留價格(reservation price)將隨之降低。換言之，對於自住者而言，利率對於房價皆為負向影響，若提升利率，則預期房價會下降。但是，當利率(r)大於自住者使用資金的機會成本(y)時，貸款成數會對房價產生負向影響；亦即，降低貸款成數，反而會使房價上升。值得注意的是，根據上述，若利率提升至高於自住者使用資金的成

本，則會反轉降低貸款成數的效果。另外，因為(3)式的值恆大於(4)式，即調降貸款成數的效果，恆大於提升利率的效果。因此，調升利率的同時，也要注意利率是否超越自住者使用資金的成本。

$$P_i = \frac{\bar{R}(\beta-1)}{r[e^{-(y+\psi)T_i} + \frac{(\beta-1)\phi}{r} + \frac{(1-e^{-(y+\psi)T_i})\omega r}{y+\psi} + \delta_b - \beta(1-\sigma_s) + (1-\omega)]} \quad (5)$$

$$\text{令 } \mathcal{M} = \gamma \left[e^{-(y+\psi)T_i} + \frac{(\beta-1)\phi}{r} + \frac{(1-e^{-(y+\psi)T_i})\omega r}{y+\psi} + \delta_b - \beta(1-\sigma_s) + (1-\omega) \right]$$

可得以下二式：

$$\frac{\partial P_i}{\partial \omega} = -\bar{R}(\beta-1)\mathcal{M}^{-2}\gamma \left(\frac{(1-e^{-(y+\psi)T_i})r}{y+\psi} - 1 \right) \quad (6)$$

$$\frac{\partial P_i}{\partial r} = -\bar{R}(\beta-1)\mathcal{M}^{-2}\gamma \left(\frac{(1-e^{-(y+\psi)T_i})r}{y+\psi} - 1 \right) \quad (7)$$

由公式(6)、(7)可知， $\partial P_i / \partial \omega > 0$ 及 $\partial P_i / \partial r < 0$ 。亦即，若升息或降低貸款成數，在其他條件保持不變的情況下，投資者作為房產的供給者，其保留價格將隨之降低。

(二) 實證模型建立

接下來以混和橫斷面數據模型(Pooled Cross-Section model)實證分析 2011 年 Q1 至 2014 年 Q4，貸款成數與利率的大小對房屋價格的影響。應變數 HP_i 根據 Rosen(1974)定義為「取對數後的成交住宅價格」， i 城市為台北市與新北市其中之一。自變數 X_i 包括可能影響房價的控制變數(X_i)，例如不動產特徵及購屋人特徵等等，請見表 19；時間虛擬變數 T_{year} (2011 年為基準)、 $S_{quarter}$ (以第四季為基準)，例如樣本取自 2012 年 Q1，則 T_{12} 及 $S_1=1$ ，其餘為 0，其他以此類推；區位虛擬變數 d_{dist} (以各都行政區劃分)，例如樣本取自永和區，則 $D_{永和}=1$ ，其餘為 0，其他以此類推；擁屋數量虛擬變數為 H_{number} ， H_{number} 分成 H_1 、 H_2 、 H_3 三個族群，以區分以自住及投資為目的的購屋者，也就是表示購屋人的擁屋數量分別為一間、兩間、三間以上，若購屋人的擁屋數為 1，則虛擬變數

$H_l=1$ ，其餘為 0，其他以此類推；對未來看法的虛擬變數(FT)，是指若購屋人預期房屋價格在未來一年後看漲，則 FT=1，反之未來看跌或持平，則 FT=0。

為了評估調整貸款成數與利率對於房屋價格的有效性，我們將分別衡量擁屋數量 H_{number} 與貸款成數及利率的交乘項，以檢測金融措施影響各擁屋數量族群的房屋價格有效與否，表 15 為混和橫斷面模型變數說明，式(11)、(12)為本研究混和橫斷面數據模型。

$$\ln(HP) = S_q + T_y + H_n + H_{age} + H_{size} + INCOME + AGE + FT + D_{dist} + LTV + H_2 * LTV + H_3 * LTV \quad (8)$$

$$\ln(HP) = S_q + T_y + H_n + H_{age} + H_{size} + INCOME + AGE + FT + D_{dist} + r + H_2 * r + H_3 * r \quad (9)$$

式(8)、(9)所關注的變數為 LTV 、 $H_2 * LTV$ 、 $H_3 * LTV$ 、及 r 、 $H_2 * r$ 、 $H_3 * r$ ；這六個變數，分別代表 LTV_{H1} 、 LTV_{H2} 、 LTV_{H3} 、 r_{H1} 、 r_{H2} 、 r_{H3} ，即針對不同族群，貸款成數(LTV)與利率(r)對於房價，所造成的不同邊際效應。

表 15：混和橫斷面模型變數說明

變數代號	說 明	屬性/單位	預期符號
HP	住宅成交價	取自然對數	NA
$S_{quarter}$	成交季度	虛擬變數	+/-
T_{year}	成交年份	虛擬變數	+/-
H_{number}	購屋人的擁屋數	虛擬變數	+
H_{floor}	所在樓層	虛擬變數	+
H_{age}	屋 齡	年	-
H_{size}	建物面積坪數	坪	+
$INCOME$	購屋人月薪區間中位數	取自然對數	+
AGE	購屋人年齡	年歲	+
FT	購屋人對房價未來的看法	虛擬變數	+/-
D_{dist}	建物所在的行政區	虛擬變數	+/-
r	五大銀行承做貸款利率	%	-
LTV	貸款成數	貸款額/成交	-

第五章 實證結果

一、租稅措施：清華安富中心房價指數分析

事件研究分析法，是比較新稅制實施前後六個月的平均每月房價指數(交易量)的漲跌幅，結果呈現於表 16 (17)。時間序列分析法，是以前述漲跌幅 (ΔP_{it}) 的時間序列資料，在取樣期間內(2014/01~2016/10)的四個時段，檢驗兩稅的實施或宣告效應，即應變數 $Y_{it} = \Delta P_{it}$ ，結果呈現於表 18。DID 分析法，則是相較於台北市，以測試五都房價漲跌幅是否顯著不同，來檢驗囤房稅的實施效應，即應變數 $Y_{it} = \Delta P_{it} / \Delta P_{\text{台北市}, t}$ ，並佐證前兩種分析法之實證結果，表 19 整理了模型 T1 至 T3 對應之 OLS 係數估計。主要關注的是時段 T1、T2、T3 間「五都與台北市房價變化的差距」的條件均值的變化，也就是變數 d_{12} 、 d_{23} 、 d_{34} ，可以使用式(10)表達⁴：

$$\begin{aligned} \partial \Delta P_{i, t} / \partial d_{mn} &= E [\Delta P_{i, n} \mid n \in \{1, 2, 3, 4\}] - E [\Delta P_{i, m} \mid m \in \{1, 2, 3, 4\}] \quad \text{and} \\ \partial (\Delta P_{i, t} / \Delta P_{\text{台北市}, t}) / \partial d_{mn} \\ &= E [(\Delta P_{i, n} / \Delta P_{\text{台北市}, n}) \mid n \in \{1, 2, 3, 4\}] - E [(\Delta P_{i, m} / \Delta P_{\text{台北市}, m}) \mid m \in \{1, 2, 3, 4\}] \quad (10) \end{aligned}$$

為了去除季節性因素，我們計算新稅制實施前後六個月的平均每月房價指數(交易量)的漲跌幅，是將清華安富研究中心的(月)房價指數(交易量)與前一年該月的房價指數(交易量)比較，計算該月的漲跌(增減)幅度，再取實施前後六個月各期的平均值。而實施前後期的差別，是指兩期平均每月房價指數(交易量)漲跌(增減)幅度的變動率；計算方式，是將後期平均每月漲跌(增減)幅度，減去前期平均每月漲跌(增減)幅度，再除以前期平均漲跌(增減)幅度。囤房稅與房地合一稅實施前後六個月房地產價(量)的平均漲跌(增減)幅度及其變動率，分別呈現於表 16 與 17。表 16 顯示，六都房價在實施囤房稅前後期，每月平均漲幅，減少 47.68%，而台北市減少 66.09%；六都房產成交量，每月平均

⁴ 本研究也定義應變數 Y_{it} 為「 i 城市與台北市的房價指數取對數後相減」， i 城市為除台北市以外的五都之一，作為驗證實證結果的參考證據之一。以此應變數所得出之六都房價指數 DID 分析結果，及其他五都相對於台北市的完整迴歸結果，請詳見附錄四至九。

減幅，增加 43.57%，而台北市僅增加 21.99%。亦即，六都中唯一實施囤房稅的台北市，房價每月平均漲幅，減少最多；交易量每月平均減幅，增加最少。

由表 17 可知，六都房價在實施房地合一稅前後期，每月平均跌幅，增加 132%；而在台北、新北、桃園三都，平均每月房價跌幅，也增加了 40.85%。在房產交易量上，六都在實施房地合一稅後，平均每月減幅，減少 31.62%；而在新北、桃園、台中三都，平均每月減幅，更減少了 56.50%；但在台北、台南、高雄三都，平均每月減幅，卻增加了 48.17%。其中桃園市的房產交易量，從實施前六個月的平均每月減幅 16.67%，到實施後六個月的平均每月增幅 8.59%，變化最為明顯。

表 16：囤房稅實施前/後六個月房價指數(交易量)的平均(月)漲跌(增減)幅度及其變動率

房 價	全國	台北	新北	桃園	台中	台南	高雄	六都平均
前六個月	0.1318	0.0835	0.1194	0.1628	0.1720	0.1793	0.1406	0.1429
後六個月	0.0688	0.0283	0.0486	0.0674	0.1066	0.1290	0.0688	0.0748
前後差別 ^註	-0.4780 ***	-0.6609 ***	-0.5931 ***	-0.5857 ***	-0.3803 ***	-0.2808 ***	-0.5104 ***	-0.4768***
交 易 量	全國	台北	新北	桃園	台中	台南	高雄	六都平均
前六個月	-0.1315	-0.1928	-0.2290	-0.1809	-0.0684	-0.1057	-0.1212	-0.1497
後六個月	-0.2217	-0.2352	-0.3136	-0.2861	-0.2011	-0.0817	-0.1715	-0.2149
前後差別 ^註	0.6858*	0.2199	0.3695*	0.5816	1.9396*	-0.2267	0.4148	0.4357

註：“前後差別”表示囤房稅，實施前後六個月房產價格(交易量)漲跌幅的變動率。其中*、*、**、***號，分別表示達到 90%、95%、99%的顯著水準。

表 17：房地合一稅實施前/後六個月房價指數(交易量)的平均(月)漲跌(增減)幅度及其變動率

房 價	全國	台北	新北	桃園	台中	台南	高雄	六都平均
前六個月	-0.0115	-0.0440	-0.0341	-0.0393	0.0088	0.0120	-0.0011	-0.0163
後六個月	-0.0316	-0.0613	-0.0547	-0.0494	-0.0222	-0.0212	-0.0176	-0.0377
前後差別 ^註	1.7511***	0.3932***	0.6038***	0.2562**	-3.5280***	-2.7720***	15.4172***	1.3171
交 易 量	全國	台北	新北	桃園	台中	台南	高雄	六都平均
前六個月	-0.1229	-0.1166	-0.2156	-0.1667	-0.2730	-0.0530	-0.0347	-0.1433
後六個月	-0.1114	-0.1248	-0.2112	0.0859	-0.1598	-0.0952	-0.0828	-0.0980
前後差別 ^註	-0.0935	0.0696*	-0.0205**	-1.5157	-0.4146 **	0.7981*	1.3826	-0.3162

註：“前後差別”表示房地合一稅，實施前後六個月房產價格(交易量)漲跌幅的變動率。其中*、*、**、***號，分別表示達到 90%、95%、99%的顯著水準。

表 18 顯示，六都房價指數之月(同比)漲跌幅($Y_{it} = \Delta P_{it}$)的時間序列分析結果。如果 d_{12} 顯著小於 0，表示時段 T2 的平均 Y_i 值，顯著小於時段 T1 之均值，其他 d_{mn} 值，以此類推。 d_{12} 變數的係數，除桃園與台中外，其餘四都，皆為顯著負值，意謂著：囤房稅使房價漲幅的效應，不只發生在唯一實施囤房稅的台北市； d_{23} 變數的係數，除桃園市外，其餘五都，皆為顯著負值，意謂著：房地合一稅，從宣告到實施的六個月期間，政策宣告的降價效應，普遍存在於六都； d_{34} 變數的係數，除桃園、台中、與高雄外，其餘三都，皆為顯著負值，意謂著：談論許久的房地合一稅，宣告效應使降價效果，提前反應，以致於正式實施後，降價效應雖仍然持續，但已不顯著。

表 19 顯示 DID 分析法 ($Y_{it} = \Delta P_{it} / \Delta P_{\text{台北市}, t}$) 的實證結果。 d_{12} 變數的係數，皆為負值，且除新北市外，統計上皆顯著。搭配表 16 可看出，六都中唯一實施囤房稅的台北市，房價每月平均漲幅，減少最多；換言之，台北市囤房稅實施後，其房價指數漲幅減緩速度，比沒實施的五都快。新北市房價指數漲幅減緩速度，與台北市相當，所以其差異，在統計上不顯著。表示，實施囤房稅來調節房價的效果，是明顯存在的。 d_{23} 變數的係數，亦皆為負值，在統計上顯著的有台中與高雄。代表 T3 時段的房價每月平均跌幅，較 T2 時段，來的小或差異不明顯。說明台北市房地合一稅宣告效果開始後，台北市的房價下跌幅度，較其他五都來的大。可能的原因是，由於房地合一稅屬資本利得稅，所以房價偏高的台北市，受到的衝擊較大，使得房屋持有人預期房價下跌，或可佐證房地合一稅的宣告效果，對於台北市的影響，較其他五都大。

另外， d_{34} 變數的係數，亦皆為負值，在統計上顯著的，也是台中與高雄。代表 T4 時段的房價每月平均跌幅，較 T3 時段，來的大或差異不明顯，說明台北市房地合一稅實施後，台北市的房價下跌幅度，較其他五都，來的大或差異不明顯。可以推論房地合一稅立法實施的效果對於房屋價格的調節沒有顯著現象，且稅制造成的衝擊並沒有大眾的預期心理來的嚴重，但是不可直斷房地合一稅的實施沒有效果，只是此稅改已經預先於宣告效果時充分反應於市場房屋價格而已。

表 18：六都房價指數時間序列分析結果 (2014 年 1 月至 2016 年 10 月)

縣市	變數	係數	標準差	t 值	p 值
台北市	d_{12}	-0.005***	0.0011	-3.97	0.00
	d_{23}	-0.010***	0.0014	-7.13	0.00
	d_{34}	-0.006***	0.0022	-2.93	0.01
新北市	d_{12}	-0.003***	0.0013	-2.65	0.01
	d_{23}	-0.008***	0.0018	-4.24	0.00
	d_{34}	-0.005*	0.0023	-1.95	0.06
桃園市	d_{12}	-0.001	0.0010	-1.36	0.18
	d_{23}	-0.002	0.0015	-1.52	0.14
	d_{34}	0.002	0.0018	0.90	0.37
台中市	d_{12}	-0.002	0.0016	-1.52	0.14
	d_{23}	-0.008***	0.0024	-3.34	0.00
	d_{34}	-0.004	0.0031	-1.34	0.19
台南市	d_{12}	-0.002**	0.0010	-2.29	0.03
	d_{23}	-0.006*	0.0015	-3.73	0.00
	d_{34}	-0.005**	0.0020	-2.56	0.02
高雄市	d_{12}	-0.003**	0.0013	-2.28	0.03
	d_{23}	-0.004**	0.0018	-2.55	0.02
	d_{34}	-0.003	0.0011	-1.17	0.25

註：應變數 $Y_{it} = \Delta P_{it}$ (房價月(同比)漲跌幅)；其中 *、**、*** 分別代表達到 90%、95%、及 99% 的顯著水準。

表 19：六都房價指數 DID 分析結果 (2014 年 1 月至 2016 年 10 月)

縣市	變數	係數	標準差	t 值	p 值
新北市	d_{12}	-1.47	0.97	-1.52	0.14
	d_{23}	-1.25	1.56	-0.80	0.43
	d_{34}	-1.87	1.78	-1.05	0.30
桃園市	d_{12}	-5.56**	2.49	-2.24	0.03
	d_{23}	-6.97	4.04	-1.73	0.10
	d_{34}	-7.38	4.78	-1.54	0.13
台中市	d_{12}	-10.6***	3.41	-3.11	0.00
	d_{23}	-10.85*	5.42	-2.00	0.06
	d_{34}	-13.40**	6.67	-2.01	0.05
台南市	d_{12}	-14.72**	6.07	-2.43	0.02
	d_{23}	-15.85	10.08	-1.57	0.13
	d_{34}	-13.18	11.27	-1.17	0.25
高雄市	d_{12}	-5.33***	1.73	-3.08	0.00
	d_{23}	-5.77*	2.95	-1.96	0.06
	d_{34}	-5.81*	3.39	-1.71	0.10

註： $Y_{it} = \Delta P_{it} / \Delta P_{\text{台北市}, t}$ ；其中 *、**、*** 分別代表達到 90%、95%、及 99% 的顯著水準。

二、 金融措施：住宅需求調查個體資料分析

為衡量北部地區(台北、新北、桃園)，金融措施(貸款成數及貸款利率)影響房價的程度，本研究依購屋者所擁有的房屋數量：一屋、二屋、或三屋以上族群，將所有房產交易資料，切分為三個子群，並假設擁有一屋或二屋族群為自住者，而擁有三屋以上族群為投資者。藉此，衡量金融措施在各族群，影響購屋價格的效應。表 20 顯示，擁有二屋以上族群，貸款利率與房價，皆呈負相關。而且，在新北與桃園的三屋以上族群，貸款利率與房價的變動，皆呈現顯著的負相關；擁有一屋者，卻皆呈現顯著的正相關。而在台北市，貸款利率與房價的關係，不論擁屋數多少，皆不顯著。說明調升貸款利率，或可抑制二屋及三屋以上族群的購屋價格；但是，對於一屋族群的效果，卻與預期方向不同。而貸款成數，僅在台北的二屋、桃園的三屋以上族群，呈現顯著負相關，與預期方向相左。可能原因是擁多屋的購買者，在購買價格越高的不動產時，其貸款金額越低。背後原因，可能是因為，此類購屋者的所得與財富較高，因此對於購屋貸款需求較低。

表 21 歸納桃園的實證結果(表 20)與理論預期方向(公式(3)、(4)、(6)、(7))的比較。發現實證結果與理論預期方向，有些不一致。或許因為，理論模型假設每位購屋者，房屋貸款皆貸到允許的貸款成數上限，而現實情況並非如此。因為購屋者實際的貸款成數，不論擁屋數多少，將依其財務狀況、偏好、機會成本、或取得資金之成本，而不一定以允許的貸款成數上限，為最終決定。

三、 小 結

台北市國房稅實施後，其房價指數漲幅減緩速度，比其他五都快。而新北市房價指數漲幅減緩速度，與台北市相當，所以其差異，在統計上不顯著。而此結果，是否也因在實施國房稅期間，台北市調高房屋稅稅基，且採行豪宅稅措施有關，則需更多測試。無論如何，以本章實證結果而言，國房稅的實施效應與房地合一的宣告效應，是顯著有效的。而金融政策中，貸款成數與貸款利率的效應，隨著購屋者擁屋數的多寡而不同；擁三屋族群，貸款利率與房價呈顯著負相關，與政策預期方向相同，而貸款成數與房價則呈現不顯著的負相關，與政策預期方向相反。即對已擁有多屋的投資者，調升貸款利率，直接影響其資金成本，或可產生降低房價的顯著效果。

表 20：金融措施(貸款成數、利率)混和橫斷面模型對應之實證係數估計

	係數	標準差	t 值	p 值		係數	標準差	t 值	p 值
台 北					台 北				
h1*LTV	0.056	0.10	0.54	0.58	h1*RATE	-0.073	0.07	-1	0.3
h2*LTV	-0.26*	0.16	-1.906	0.05	h2*RATE	-0.003	0.09	-0.327	0.74
h3*LTV	-0.06	0.16	-0.373	0.70	h3*RATE	-0.17	0.11	-1.55	0.11
新 北					新 北				
h1*LTV	0.002	0.05	0.058	0.95	h1*RATE	0.10***	0.03	3.87	0.001
h2*LTV	-0.03	0.07	-0.471	0.63	h2*RATE	-0.14***	0.04	-3.91	0.001
h3*LTV	-0.14	0.1	-1.43	0.15	h3*RATE	-0.18***	0.04	-3.97	0.001
桃 園					桃 園				
h1*LTV	-0.015	0.08	-0.19	0.85	h1*RATE	0.06*	0.04	1.76	0.07
h2*LTV	-0.001	0.11	-0.013	0.989	h2*RATE	-0.053	0.06	-0.89	0.37
h3*LTV	-0.42***	0.14	-2.848	0.004	h3*RATE	-0.145*	0.08	-1.82	0.06

註：*、**、*** 分別代表達到 90%、95%、99%顯著水準。表中 LTV 代表擁有一屋者的 LTV 效應，h2*LTV 為擁有二屋者的 LTV 效應，以此類推。

表 21：金融措施對房價影響：(桃園)實證結果與理論預期之比較

	$\partial P / \partial \omega$	$\partial P / \partial r$
P_j (自住，一屋)	實證結果：+/-	實證結果：+
	理論預期：+	理論預期：—
P_i (非自住，三屋以上)	實證結果：—	實證結果：—
	理論預期：+	理論預期：—

註： ω =貸款成數， r =貸款利率

第六章 跨境比較：新加坡、首爾、香港、台北

一、資料及相關政策描述

本計畫分析在新加坡、首爾、香港、台北市的總體經濟變數及金融或租稅措施，對房價指數與房產交易量的影響。分析資料，是使用彭博資訊 (Bloomberg) 2008/04~2018/09 的月資料。因為，本計畫取樣期間希望包含 (1) 2008 年下半年開始的全球金融風暴，及 (2) 選擇地區在取樣期間，至少需實施一項重要租稅政策(如房屋稅)，所以取樣期間只能取自 2008 年 4 月；而取樣期間截止於 2018/09，是因為台北市所使用的“房價指數”月資料來源，為「台灣經濟新報資料庫(TEJ)」中的信義房價指數，資料起訖時間為 2005/1~2018/9，而「清華安富研究中心」之房價指數，從 2012 年 8 月才開始編撰。

資料內容除“房價指數”與“房產交易量”外、也包含可能影響房價的控制變數，例如：人口數量、消費者物價指數、貨幣供給額(M2)、股市大盤指數、失業率、匯率、金融措施(包括利率與貸款成數上限)、及租稅措施的虛擬變數。其中，香港、新加坡、首爾、及台北市，所使用的“房價指數”，分別由香港差餉物業估價署、新加坡市區重建局、韓國國民銀行公布、及「台灣經濟新報資料庫(TEJ)」中的信義房價指數；信義台北市房價指數，樣本涵蓋台北市各地區，純住宅、中古屋物件之交易樣本，資料起訖時間為 2005/1~2018/9。台北市“貸款成數上限”資料，引用王泓仁等(2017)表 2 的數據，而新加坡、首爾、香港的資料，分別引用中央銀行(2019)圖 5、6、7 的數據⁵。而“租稅措施”的虛擬變數(TAX)，若該月份實施影響房屋持有稅的有關政策，TAX=1，否則為 0。“印花稅”的虛擬變數(STAMP)，是指樣本期間內，該月份若有實施印花稅，STAMP=1，否則為 0。除虛擬變數外，其他變數皆取其自然對數之一階差分，即以變動率的形式，呈現於公式(11)。表 22~25 分別為新加坡、首爾、香港、台北市四區變數的敘述統計表。

除香港外，其他三區在樣本期間，皆有實施租稅有關且影響房屋持有稅的措施。台北市於 2014 年 7 月實施囤房稅，本研究設置一虛擬變數 TAX₂₀₁₄。新加坡於 2013 年規

⁵ 例如，香港 2009/10 規定，住宅價格低於或高於 2,000 萬港元之 LTV 上限，分別為 70%或 60%，本研究取其較低者、即 60%為 LTV 上限。直到 2010/11，香港將 LTV 上限分 5 類，修正個人購買住宅之價格別分級，並調整其適用之 LTV 上限為 50%，LTV 上限變數，才由 60%變更為 50%，以此類推。

定，房貸不可超過個人年收入六成(Total Debt Service Ratio 上限)。除此金融措施外，並於 2014 年 1 月起，分兩年調高不動產持有稅稅率，依年租金從價累進，本研究設置一虛擬變數 TAX₂₀₁₄。南韓自 2005 年起開徵綜合不動產持有稅，2018 年 2 月宣布調高綜合不動產稅率，並依資產別、持有期間、價格、區位而異。例如，首爾、釜山、京畿道價值 3~6 億韓元的房產，從 0.5%提高至 0.7%，價值 6~12 億韓元的房產最高調至 3.2%。惟該措施自 2019 年 1 月起，開始生效，超出本研究取樣期間，所以設置之虛擬變數 TAX₂₀₁₈，只能檢測該措施之宣告效應。另外，香港於 2010 年 11 月實施額外印花稅，是指在兩年內轉售房屋者，須繳納出售單位交易價格的 15%；而新加坡於 2011 年 12 月，對外國與非個人購買房地產，課徵 10%的附加買方印花稅，以減少國外投資需求。

二、 跨境比較：模型設定

跨境比較以約束向量自我迴歸模型(restricted Vector Autoregression)衡量 2008 年 4 月至 2018 年 9 月台北、香港、新加坡、韓國四個地區的貸款成數上限(Loan-to-Value cap, LTV cap)政策對於房價指數的影響。傳統的向量自我迴歸模型(Vector Autoregression, VAR)會將所有落後一期至 P 期的自變數皆放入模型估計參數，而這樣大量的變數不僅會消耗自由度，且容易放入完全不相關的變數參與係數估計。因此約束向量自我迴歸模型可以避免掉這項缺點，只放入所需的相關變數，以減少自由度的消耗及估計誤差。

表 22：香港總體經濟及金融措施敘述統計表

變數名稱 (代號)	平均數	中間值	標準差	最小值	最大值
房價指數 (HP)	203.01	206.35	63.55	96.70	335.90
房產交易量 (HQ)	6,434	5,702	2,827	1,807	14,699
人口數 (POP)	718.845	718.156	15.017	695.333	746.870
消費者物價指數 (CPI)	93.02	93.45	9.55	78.40	107.40
貨幣供給量 (M2)	4,897,797	4,591,000	1,292,945	3,054,700	7,576,000
股市大盤指數 (STOCK)	22,550	22,395	3,655	12,812	32,887
匯率(HKD/USD) (FX)	7.771	7.758	0.026	7.749	7.849
利 率 (R)	0.36%	0.32%	0.20%	0.11%	1.28%
失業率 (π)	3.48%	3.30%	0.65%	2.80%	5.50%
貸款成數上限 (LTV)	66.74%	70%	4.70%	60%	70%
印花稅虛擬變數 (STAMP)	0.746	1.00	0.43	0.00	1.00

註：人口數(POP)單位：百萬人；貨幣供給量(M2)單位：百萬港元。“印花稅” 虛擬變數(STAMP)，是指樣本期間內，該月份若有實施印花稅，STAMP=1，否則為 0。

表 23：新加坡總體經濟及金融措施敘述統計表

變數名稱 (代號)	平均數	中間值	標準差	最小值	最大值
房價指數 (HP)	138.68	142.18	13.77	95.30	154.60
房產交易量 (HQ)	1,111	941	545	366	2,410
人口數 (POP)	529.656	535.941	27.518	467.220	563.207
消費者物價指數 (CPI)	94.61	98.15	5.66	83.93	99.78
貨幣供給量 (M2)	470,253	493,357	81,825	314,464	598,072
股市大盤指數 (STOCK)	3,649.28	3,709.04	720.61	1,663.03	5,097.74
匯率(SGD/USD) (FX)	1.337	1.348	0.077	1.204	1.547
利 率 (R)	0.67%	0.56%	0.38%	0.25%	1.75%
失業率 (π)	2.15%	2.07%	0.47%	1.60%	4.10%
貸款成數上限 (LTV)	56%	40%	20%	40%	90%
租稅虛擬變數 (TAX)	0.36	0.00	0.48	0.00	1.00
印花稅虛擬變數 (STAMP)	0.642	1.00	0.481	0.00	1.00

註：人口數(POP)單位：百萬人；貨幣供給量(M2)單位：百萬新幣。TAX 指樣本期間內，該月份若有實施有關租稅，且影響房屋持有稅，TAX=1，否則為 0。STAMP 指樣本期間內，該月份若有實施“印花稅”，STAMP=1，否則為 0。

表 24：首爾市總體經濟及金融措施敘述統計表

變數名稱 (代號)	平均數	中間值	標準差	最小值	最大值
房價指數 (HP)	84.58	82.20	9.32	70.10	120.90
房產交易量 (HQ)	12280	11459	5536	2451	25492
人口數 (POP)	10.11	10.17	0.14	9.79	10.32
消費者物價指數 (CPI)	96.22	97.14	5.78	84.46	105.70
貨幣供給量 (M2)	1,956.539	1,886.426	371.069	1,339.435	2,652.830
股市大盤指數 (STOCK)	1,937.342	1,981.385	303.432	1,063.030	2,566.460
匯率(KRW/USD) (FX)	1,135.1	1,120.0	82.2	1,002.5	1,533.5
利 率 (R)	2.59%	2.65%	1.06%	1.34%	5.98%
失業率 (π)	4.35%	4.30%	0.53%	3.4%	6%
貸款成數上限 (LTV)	51%	50%	12.70%	40%	70%
租稅虛擬變數 (TAX)	0.056	0.00	0.23	0.00	1.00

註：人口數(POP)單位：百萬人；貨幣供給量(M2)單位：十億韓元。TAX 指樣本期間內，該月份若有實施有關租稅，且影響房屋持有稅，TAX=1，否則為 0。

表 25：台北市總體經濟及金融措施敘述統計表

變數名稱 (代號)	平均數	中間值	標準差	最小值	最大值
房價指數 (HP)	106.86	115.34	20.48	63.65	133.29
房產交易量 (HQ)	1,200	685	2,904	301	24,720
人口數 (POP)	26.634	26.764	0.003	26.028	27.060
消費者物價指數 (CPI)	97.12	97.25	2.91	92.11	102.26
貨幣供給量 (M2)	351,755.18	347,132.94	52,448.92	263,946.36	437,517.90
股市大盤指數 (STOCK)	8,421.94	8,409.00	1,436.41	4,247.97	11,103.79
匯率(NTD/USD) (FX)	30.92	30.49	1.36	28.76	34.95
利 率 (R)	1.884%	1.879%	0.280%	1.616%	2.859%
失業率 (π)	4.31%	4.09%	0.67%	3.62%	6.13%
貸款成數上限 (LTV)	65.79%	60.00%	19.56%	50%	100%
租稅虛擬變數 (TAX)	0.369	0.00	0.49	0.00	1.00

註：人口數(POP)單位：百萬人；貨幣供給量(M2)單位：億新台幣。TAX 指樣本期間內，該月份若有實施囤房稅，TAX=1，否則為 0。

應變數 Y_i 分別定義為各地區的房價指數或房屋交易數量， i 城市為台、港、星、韓四個地區之一，自變數為可能會影響房價的落後項因子，包括房價指數、房屋交易數量、利率、匯率、人口、貨幣供給量、股市大盤指數、消費物價指數、失業率；此外，加入我們要衡量的金融措施：落後三個月的貸款成數上限 (loan-to-value cap; LTV) 作為外生變數，若該城市有採取租稅措施，還會加上租稅政策外生虛擬變數 d_{TAX} ，亦即若有比分析時段開始時 (2008 年 4 月) 之固有政策更嚴重的租稅措施，例如台北在 2014 年 5 月實施囤房稅，則 d_{TAX} 在 2014 年 5 月之後皆為 1，反之為 0。變數說明請見表 26。其中 $VAR(p)$ 的表示式如式(14)：

$$Y_t = c + \sum A_p Y_{t-p} + e_t \quad (11)$$

其中 A 為 $n \times n$ 之變數矩陣, c 為 $n \times 1$ 之常數向量。

為滿足單根檢定(Augmented Dickey-Fuller test, ADF test)，對所有變數取自然對數並進行一階差分(First difference)，使變數轉化為變動率，使其為平穩狀態。再使用變異數分解分析(Variance Decomposition Analysis, VD)，將預測誤差之變異數分解，藉此觀察自變數落後項的變化，對當期應變數造成衝擊大小的比例。換言之，變異數分解，可判斷

自變數的某特定落後項，對當期應變數所造成的衝擊，並藉此篩選優質的自變數，來解釋應變數。

表 26：跨境比較之總體經濟變數說明

變數名稱	變數說明	處理方法
HP	房價指數	取對數一階差分以變動率的形式呈現
HQ	房屋交易量	取對數一階差分以變動率的形式呈現
POP	人口數量	取對數一階差分以變動率的形式呈現
CPI	消費者物價指數	取對數一階差分以變動率的形式呈現
M2	貨幣供給量(M2)	取對數一階差分以變動率的形式呈現
STOCK	大盤指數	取對數一階差分以變動率的形式呈現
FX	匯率(對美元)	取對數一階差分以變動率的形式呈現
π	失業率	取對數一階差分以變動率的形式呈現
LTV	貸款成數上限	貸款成數上限 (%)
TAX	房屋稅	虛擬變數
STAMP	印花稅	虛擬變數

註：部分變數取自然對數並進行一階差分，使變數轉化為變動率，使其為平穩狀態。三項政策變數(LTV、TAX、STAMP)資料，均採落後一期(月)的處理，以克服內生性的問題。

三、 跨境比較：實證結果

(一) 實證資料處理

本部份將討論星、港、韓、台四個地區，金融(貸款成數上限)與租稅(房屋稅、印花稅)措施，對於房屋價格與房屋交易量的跨境比較。表 27、28 為各地區房價與房量的「變異數分解(variance decomposition)」結果。可以看出，各地區房價變動率，主要受到該區過去的自身房價變動率，影響最嚴重；而房量變動率，受自身過去的房量變動率及房價變動率，影響最嚴重。其餘各地區的風土民情不同，而影響房價的總經變數，也會有所不同，因此各地區的模型也會有所差異。為控制不同地區的異質性，本計畫於「約束向量自我迴歸模型」中，只挑選具有解釋力的控制變數，即按照「變異數分解」結果，能解釋房價波動性，超過 1% 比例的總經變數，才納入模型中。例如，表 27 顯示，“人口”變數，並未納入香港模型；在新加坡，“人口”只有 lag4, lag5 項，具有解釋力；在首爾，“人口”變數，只有 lag1 項，未納入首爾模型；而在台北，“人口”變數的 lag3, lag4, lag5 項，才納入台北的模型中。

時間序列的資料，若以迴歸方式檢定，變數需具備平穩條件(stationary)。因此，本研究將變數進行 ADF test (Augmented Dicky-Fuller test, ADF test) 及 PP test (Phillips-Perron test) 兩種單根檢定並行，結果顯示於表 29，受檢定的變數皆預先經過一階差分，其中台北市的人口變數並未通過 ADF test，但是另一個 PP test 支持其為平穩狀態，拒絕一階差分為單根的虛無假設，亦即各一階差分後的變數皆為平穩的序列。

表 27：房價指數變異數分解結果

地區房價	lag	房價	房量	人口	物價指數	貨幣供給	大盤指數	匯率	利率	失業率
香 港	lag1	100%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	lag2	85%	0%	0%	0%	1%	12%	1%	1%	0%
	lag3	74%	1%	0%	0%	1%	20%	1%	0%	3%
	lag4	70%	1%	0%	0%	2%	19%	1%	1%	6%
	lag5	66%	1%	0%	0%	3%	18%	1%	1%	10%
新加坡	lag1	100%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	lag2	89%	3%	0%	1%	5%	0%	1%	1%	1%
	lag3	74%	6%	0%	2%	7%	8%	1%	2%	1%
	lag4	57%	13%	2%	3%	8%	13%	1%	2%	1%
	lag5	46%	13%	5%	3%	6%	22%	2%	2%	1%
首 爾	lag1	100%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	lag2	66%	9%	2%	2%	0%	11%	5%	5%	0%
	lag3	51%	7%	7%	1%	7%	14%	5%	6%	0%
	lag4	45%	6%	10%	5%	9%	12%	5%	6%	1%
	lag5	42%	6%	9%	6%	9%	12%	5%	8%	2%
台 北	lag1	100%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	lag2	86%	3%	0%	4%	1%	2%	2%	0%	4%
	lag3	78%	3%	1%	6%	2%	3%	2%	1%	5%
	lag4	72%	3%	3%	9%	2%	3%	3%	1%	4%
	lag5	68%	4%	4%	11%	2%	3%	2%	1%	4%

(二) 實證研究結果

使用約束向量自我迴歸模型，檢測四區的金融措施，是否對於房價指數或房產交易量，造成顯著的影響，表 30、31 分別呈現其實證結果。因為，香港在樣本期間，並沒有實施房屋稅相關的政策，因此沒有放入租稅政策的虛擬變數(TAX)，我們關注的焦點為 LTV 及 STAMP 變數，即“貸款成數上限”與“印花稅”的變動，是否會影響香港的房價指數或房產交易量。表 30 顯示，在香港，只有貸款成數上限(LTV)對房價指數，具有顯著的正向關聯；即在 90%的信賴區間下，若香港政府下修貸款成數上限，則會對香港房價造成負向的影響。印花稅的效應，則不顯著。

表 28：房產交易量變異數分解結果

地區	交易量	lag	房價	房量	人口	物價指數	貨幣供給	大盤指數	匯率	利率	失業率
香 港		lag1	17%	83%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
		lag2	16%	72%	0%	0%	1%	10%	0%	1%	0%
		lag3	18%	68%	0%	0%	2%	11%	0%	1%	0%
		lag4	20%	62%	0%	0%	2%	12%	2%	1%	1%
		lag5	20%	61%	1%	1%	2%	12%	2%	1%	1%
新加坡		lag1	10%	90%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
		lag2	13%	76%	4%	0%	2%	4%	1%	1%	0%
		lag3	13%	62%	4%	5%	1%	9%	3%	1%	2%
		lag4	14%	57%	7%	6%	2%	9%	3%	1%	2%
		lag5	13%	56%	8%	6%	2%	9%	3%	2%	2%
首 爾		lag1	2%	96%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
		lag2	20%	66%	1%	1%	0%	1%	2%	3%	3%
		lag3	21%	60%	5%	2%	1%	2%	2%	4%	3%
		lag4	21%	56%	5%	6%	1%	2%	2%	3%	3%
		lag5	22%	49%	5%	9%	2%	2%	5%	3%	3%
台 北		lag1	0%	100%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
		lag2	1%	97%	0%	0%	0%	0%	1%	1%	0%
		lag3	2%	93%	1%	1%	1%	0%	1%	1%	0%
		lag4	2%	90%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	3%
		lag5	2%	87%	1%	1%	1%	1%	1%	3%	3%

表 29：各地區總經變數之單根檢定

變 數	香 港		新加坡		首 爾		台北市	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
房 價	0.01	0.01	0.01	0.02	0.03	0.01	0.01	0.01
房 量	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
人 口	0.01	0.03	0.02	0.09	0.01	0.01	0.31	0.03
物價指數	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
貨幣供給量	0.01	0.01	0.01	0.01	0.11	0.01	0.01	0.01
大盤指數	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
匯 率	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
利 率	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
失業率	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01

表 30 顯示，在新加坡，只有房屋稅措施(TAX₂₀₁₄)對於房價指數，呈現顯著負向關聯，即採取房屋稅措施，有抑止房價上漲或降價的效應。首爾在取樣期間，也只有房屋稅措施(TAX₂₀₁₈)，對於首爾房價指數，呈現顯著影響，但為正相關，與政策預期方向相左。而貸款成數上限(LTV)，對於首爾房價指數，卻為負相關，但不顯著。上述結果，隱含金融措施，對於首爾房地產市場有效性的疑慮，甚至會造成與預期相反的影響，似乎呼應央行陳南光副總裁的說法⁶：南韓房地產市場，正處於不理性的狀態，當房市陷入此情境，實施總體審慎措施已經太遲，無濟於事。而在台北市，貸款成數上限(LTV)及囤房稅(TAX₂₀₁₄)，對於房價指數，皆呈現顯著影響，而且與政策預期方向相同。即當政府調降貸款成數上限或實施囤房稅等租稅有關政策時，緩漲或降低房價的效果顯著。在四區房產交易量方面，只有在台北市調降貸款成數上限，會使房產交易量下降，其餘三區，皆不顯著；而房屋稅或印花稅，對四區的房產交易量，皆無顯著影響。

⁶ 關於陳南光副總裁的說法請見：<https://money.udn.com/money/story/5621/4912235>

表 30： 跨境房價指數比較之實證結果

地 區	變數名稱	係數	標準差	t 值	p 值
香 港	LTV	0.100*	0.057	1.727	0.087
	STAMP	-0.002	0.005	-0.501	0.617
新加坡	LTV	0.016	0.018	0.870	0.386
	TAX ₂₀₁₄	-0.017***	0.006	-2.956	0.003
	STAMP	0.001	0.006	0.177	0.859
首 爾	LTV	-0.011	0.014	-0.727	0.469
	TAX ₂₀₁₈	0.012*	0.006	1.895	0.061
台 北	LTV	0.05*	0.027	1.885	0.062
	TAX ₂₀₁₄	-0.015**	0.006	-2.393	0.018

註：*、**、***分別代表達到 90%、95%、99%顯著水準

表 31： 跨境房產交易量比較之實證結果

地區	變數名稱	係數	標準誤	t 值	p 值
香 港	LTV	0.876	0.971	0.902	0.369
	STAMP	-0.07	0.01	-0.744	0.459
新加坡	LTV	1.052	1.101	0.956	0.342
	TAX ₂₀₁₄	0.127	0.293	0.436	0.664
	STAMP	0.272	0.295	0.921	0.359
首 爾	LTV	0.178	0.364	0.487	0.627
	TAX ₂₀₁₈	0.02	0.16	0.143	0.886
台 北	LTV	2.078**	0.941	2.208	0.029
	TAX ₂₀₁₄	0.164	0.237	0.693	0.489

註：*、**、***分別代表達到 90%、95%、99%顯著水準

四、 小 結

在金融措施方面，除首爾外，其他三區的貸款成數上限與房價指數皆呈正向關聯，而且在香港及台北市，兩者呈現顯著正向關聯，與政策預期方向相同。租稅措施方面，在新加坡及台北市，2014 年實施的租稅相關政策，與該地的房價指數，呈現顯著的負相關，與政策預期方向相同，其他兩區，皆不顯著。而在首爾，從 2018 年 2 月宣布調高綜合不動產稅率，到 2018 年 9 月，本研究取樣期間截止，該政策變數與房價指數，卻呈現顯著的正向關聯。此反向的宣告效應，似乎顯示，購屋者希望在該措施自 2019 年 1 月生效前，規避高稅率的意圖。而在香港、新加坡實施的印花稅，與房價指數與房產交易量，皆無顯著的關聯。房產交易量方面，只有台北市的貸款成數上限(LTV)，與其呈現顯著的正相關，其餘皆不顯著。

第七章、結論與建議

一、結論

本計畫針對台灣房地產市場，探討政府總體審慎措施(macprudential instruments)中的租稅及金融政策，對房地產價量變化的影響；並以新加坡、首爾、香港、台北市，針對總體審慎措施的有效性，進行四區的跨境比較。具體而言，針對台灣六大都會區，在租稅政策方面，分析 2014 年 7 月實施的囤房稅與 2016 年 1 月實施的房地合一稅，對台灣房地產價量變化的影響，檢驗兩政策對抑止爭議過高房價的有效性。在金融政策方面，以貸款成數與利率兩項政策變數為觀察焦點，以 2011 年 Q1 至 2014 年 Q4，房價快速成長期間、新購置及欲購置住宅者的個體資料，在購屋人擁屋數不同的情況下，探討金融政策對房產價量變化的影響。此外，本計畫收集新加坡、香港、首爾、台北市，自 2008 年 4 月到 2018 年 9 月的總體經濟變數、租稅政策、以及貸款成數上限政策等相關資料，進行四個地區的跨境比較，研究上述變數對於各地區房價的影響。

本計畫檢驗在台灣房地產市場已實施的總體審慎措施之有效性，其實證結果分為三部分，租稅政策、金融政策、及跨境比較，敘述如下。

(一) 租稅政策

1. 囤房稅

在租稅政策方面：比較兩稅實施前後六個月，囤房稅在 2014 年房價快速成長期間，遏止房價飆漲的效果顯著，六都中唯一實施囤房稅的台北市，降價效果尤為顯著。從政府宣布到台北市實施不到一個月，六都房價在實施前後期，平均每月漲幅減少 47.68%，而台北市更減少了 66.09%，在房產交易量上，六都每月平均跌幅，增加 43.57%，而台北市僅增加 21.99%。亦即，台北市在實施囤房稅後，房價平均每月漲幅，減少最多、房產交易量平均每月跌幅，增加最少。另外，台北市自 2014 年 7 月，實施囤房稅時，央行於同年 6 月，採行第四波不動產貸款措施，並加強控管力道，可能因金融措施與租稅措施同時採行，致使平穩房價效果，如此顯著。

2. 房地合一稅

市場上談論多時的房地合一稅，從政府 2015 年宣布到 2016 年全國實施，六個月的緩衝期間，降價效應提前反應，並帶動市場觀望氛圍，使得在房地合一稅實施前後六個月的期間，六都房價每月平均跌幅，一律加深；例如，在台北、新北、桃園三都，平均每月房價跌幅，增加 40.85%。而在房產交易量上，新北、桃園、台中三都，平均每月跌幅，減少 56.50%；在台北、台南、高雄三都，平均每月跌幅，增加 48.17%。其中，桃園市的房產交易量，從實施前六個月的平均每月跌幅 16.67%，到實施後六個月的平均每月漲幅 8.59%，變化最為明顯。

(二) 金融政策

在金融政策方面，貸款成數與利率的效應，隨著購屋者擁屋數的多寡而不同。在北區三都，擁有二屋以上族群，貸款利率與房價，皆呈負相關。而且，在新北與桃園的三屋以上族群，貸款利率與房價的變動，皆呈現顯著的負相關；擁有一屋者，卻皆呈現顯著的正相關。而在台北市，貸款利率與房價的關係，不論擁屋數多少，皆不顯著。而貸款成數，僅在台北的二屋、桃園的三屋以上族群，呈現顯著負相關，與預期方向相左。可能原因是擁多屋的購買者，在購買價格越高的不動產時，其貸款金額越低。背後原因，可能是因為此類購屋者的所得與財富較高，因此對於購屋貸款需求較低。或是，擁有多屋之購屋者，在微利時期，有更多管道取得低成本資金，用於購屋或投資使用。因此，在政府考慮使用選擇性信用管制時，應有自住與非自住的差別措施。

(三) 跨境比較

本文探討金融政策(貸款成數上限)及租稅政策(房屋稅、印花稅)，對於新加坡、首爾、香港、及台北市房價指數及房產交易量的影響。因為在樣本期間，香港並沒有實施任何有關房屋稅的措施，因此沒有放入租稅政策的虛擬變數；而印花稅效應的檢驗，只有在香港及新加坡。結果發現，金融措施方面，在香港及台北，貸款成數上限對房價指數，皆呈顯著正相關，與政策預期方向相同，其他兩區，皆不顯著。

在租稅措施方面，新加坡及台北市，2014 年實施的房屋稅相關政策，與該地的房價指數，呈現顯著的負相關，與政策預期方向相同；而在首爾，從 2018 年 2 月宣布調高綜合不動產稅率，到 2018 年 9 月，本研究取樣期間截止，該政策變數與房價指數，卻呈現顯著的正向關聯。此反向的宣告效應，似乎顯示，購屋者希望在該措施自 2019 年 1

月生效前，規避高稅率的意圖。對房產交易量有顯著影響的，只有台北市的貸款成數上限政策變數，與其呈現顯著正相關，與政策預期方向相同，其餘皆不顯著。在而在香港、新加坡實施的印花稅，與房價指數與房產交易量，皆無顯著的關聯。

根據上述實證結果，結論有下列三點：

- (一) 國房稅與房地合一稅，對於遏止房價飆漲或帶動房價持續下跌的效果顯著。當房市降價的動能與氛圍形成，帶動民眾觀望與持續降價的預期心理，導致期間房產交易量持續減少，進而帶動國房稅效應的持續進行與房地合一稅效應的提前反映。另外，台北市自 2014 年 7 月，實施國房稅時，央行於同年 6 月，採行第四波不動產貸款措施，並加強控管力道，可能因金融措施與租稅措施同時採行，致使平穩房價效果，如此顯著。
- (二) 金融政策中的貸款成數與利率的效應，隨著購屋者擁屋數的多寡而不同；擁三屋族群，貸款利率與房價呈顯著負相關，與政策預期方向相同，而貸款成數與房價則呈現不顯著的負相關，與政策預期方向相反。即對已擁有多屋的投資者調升貸款利率，對降低房價具有顯著效果。意謂著，如果政府實施「選擇性信用管制」，調升貸款利率，可以直接影響已擁有多屋的投資者，取得資金的成本；而使限制貸款成數發揮效能，應不自限於以往的 50%，甚至零貸款，也可是選項之一。
- (三) 跨境比較的結果，金融措施方面，在香港及台北，貸款成數上限對房價指數，皆呈顯著正相關，與政策預期方向相同，其他兩區，皆不顯著。在租稅措施方面，新加坡及台北市，2014 年實施的房屋稅相關政策，與該地的房價指數，呈現顯著的負相關，與政策預期方向相同；而在首爾，從 2018 年 2 月宣布調高綜合不動產稅率，到 2018 年 9 月，本研究取樣期間截止，該政策變數與房價指數，卻呈現顯著的正向關聯。此反向的宣告效應，似乎顯示，購屋者希望在該措施自 2019 年 1 月生效前，規避高稅率的意圖。在而在香港、新加坡實施的印花稅，與房價指數與房產交易量，皆無顯著的關聯。

二、建議

針對台灣房地產市場，檢核總體審慎措施之有效性，以供政府落實總體審慎監理系統之參考，審時度勢適當校準並調整總體審慎措施，以防微杜漸，建議如下：

(一) 有效的政策，繼續做

例如，囤房稅對遏止房價飆漲的效果顯著，然而六都中唯一實施囤房稅的台北市，卻於 2017 年通過「房屋稅徵收自治條例」修正草案，放寬規定、調降房稅率，形同自殘。又有“囤房稅是無效且無理的錯誤建議”等意見，似乎先射箭再畫靶。政策實施過程的檢討與成效的改進，是有必要的，但不是無的放矢。

(二) 遏止投資炒房，盡快做

“房子是住人的，不是住錢的”。如果房價漲是因為投資客刻意炒作、紅單轉手，大量低成本的資金投入房市，形塑房價飆漲的氛圍，升高民眾漲價的預期心理，而導致房價漲，民眾自然心生不滿，遑論居住正義。雖然，2011 年奢侈稅與 2016 房地合一實價課稅的實施，皆針對投機性短期炒房制訂，尤其後者基於國內房屋交易稅率計算基準偏低，直接以獲利所得課徵，但是政府要抑制房價，減少投資客的刻意炒作，可針對少數交易熱點採用「選擇性信用管制」。嚴格稽查整頓紅單市場、也可針對預售轉賣加徵稅賦、減少投資客取得低成本資金的管道與機會等，皆可收立竿見影之效。但要快，要在房價飆漲的氛圍與群眾心理形成之前。

(三) 分眾合擊，一起做

“分眾”指政府在考慮使用「選擇性信用管制」時，應有自住與非自住、首購與多屋者、投資客與一般住宅需求者等差別措施，“多管齊下”。“合擊”指任何一項政策的執行，通常需要跨部會的合作，但單一的統籌與究責單位必須確定，否則以一般公部門的行政效率，人人有份卻沒人負責任，政策執行的成效，很難被期待。

(四) 有始有終，用心做

政策執行的有效性，除了要有明確的目標、有方法、有策略、有執行力外，更需要主其事者或單位貫徹始終，排除既得利益團體的干擾，權衡不同族群目標的利弊得

失，分出輕重緩急，按部就班、一以貫之的執行，政策執行的成效，方可期待。否則，如前述台北市議會對囤房稅的修訂，任何善法美意，終將功虧一簣。

本計畫佐證總體審慎措施，有助於降低威脅金融體系健全之潛在風險及抑制可能導致資產泡沫化之投機行為。希望研究成果與建議，有助於政府有關單位制定房地產相關政策之參考依據，促進合理房價之形成、台灣房地產市場之健全發展、與居住正義施政目標之達成。

參考文獻

中文部分：

王泓仁、陳南光、林姿妤（2017）。房貸成數（LTV）對台灣房地產價格與授信之影響。中央銀行季刊，39(3)，5-39。

中央銀行(2019)。星、韓、港採行房貸成數上限實施情況之介紹－存款保險資訊季刊，33(1)，23-40。

朱芳妮（2017）。邁向住宅需求資訊健全之路——住宅需求動向調查之現況與展望。住宅學報，26(1)，101-109。

李佳珍、盧永祥、丁安正（2012）。台北市各區人口，家庭所得與房屋價格關聯性之研究。商業現代化學刊，6(3)，243-254。

梅強、林尚毅（2017）。台灣總體經濟變數對六都房價之影響分析。亞太經濟管理評論，21(1)，33-48。

陳柏如（2018）。總體審慎政策工具與台灣房價的關係－特定目標信用工具與房市相關租稅工具的影響。經濟研究，54(2)，287-330。

陳隆麒、李文雄（1998）。台灣地區房價、股價、利率互動關係之研究——聯立方程模型與向量自我迴歸模型之應用。中國財務學刊，5(4)，51-71。

黃淑君（2011）。總體審慎監理時代中央銀行維護金融穩定之實務與挑戰－參加荷蘭中央銀行「金融穩定研討會」心得報告。

鄧筱蓉（2017）。房市泡沫與總體經濟關係。住宅學報，26(2)，27-50。

英文部分：

Alam, Z., A. Alter, J. Eiseman, R. G. Gelos, H. Kang, M. Narita, E. Nier and N. Wang (2019). “Digging Deeper—Evidence on the Effects of Macroprudential Policies from a New Database.” *IMF Working Papers*, WP/19/66.

Bourassa, S. C. and Yin, M. (2006). Housing Tenure Choice in Australia and the United States: Impacts of Alternative Subsidy Policies. *Real Estate Economics*, 34(2) : 303-328.

Chen, M. C., Chang, C. O., Yang, C. Y. and Hsieh, B. M. (2012). Investment Demand and Housing Prices in an Emerging Economy. *Journal of Real Estate Research*. 34(3), 345-373.

Claudio Borio (2003). Towards a macroprudential framework for financial supervision and regulation? BIS Working Papers No. 128.

Clement, Piet (2010). The Term “Macroprudential”: Origins and Evolution. *BIS Quarterly Review*, March 2010, 59-67.

Green, R. K. and Vandell, K. D. (1999). Giving Households Credit : How Changes in the U.S. Tax Code Could Promote Homeownership. *Regional Science and Urban Economics*, 29(4), 419-444.

Heckman, J. J., Ichimura, H., and Todd, P. E. (1997). Matching as an econometric evaluation estimator : Evidence from evaluating a job training programme. *The Review of Economic Studies*, 64(4), 605-654.

Holtz-Eakin, D., Newey, W., and Rosen, H. (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometrica*, 56(6), 1371-1395. doi : 10.2307/1913103

Jácome, L. I. and Mitra, S. (2015). LTV and DTI Limits – Going Granular. IMF Working Paper No. 15/154.

Kuttner, K.N. and Shim, I. (2016). Can non-interest rate policies stabilize housing markets? Evidence from a panel of 57 economies. *Journal of Financial Stability*, 26, 31–44.

Lin, T. C. and Lin, Z. H. (2011). Are stock and real estate markets integrated? An empirical study of six Asian economies. *Pacific-Basin Finance Journal*, 19(5), 571–585.

Linneman, P. and Wachter, S. (1989). The impacts of borrowing constraints on homeownership. *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 17, 389-402.

Lu, Y. C., Chang, T. and Wei, Y. C. (2007). An empirical note on testing the cointegration relationship between the real estate and stock markets in Taiwan, *Economics Bulletin*, 3, 1–11.

Narwold, A. and Sonstelie, J. (1994). State Income Taxes and Homeownership : A Test of the Tax Arbitrage Theory. *Journal of Urban Economics*, 36(3), 249-261.

Peng, C., Yang, J. T. and Yang, T. T., (2020). Determinant of Allocation of Housing Inventory : Competition between Households and Investors. *International Real Estate Review*, 23(3), 963~991.

Rosen, H. S. (1979). Housing Decisions and the U.S. Income Tax : An Econometric Analysis. *Journal of Public Economics*, 11(1), 1-24.

Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55.

Tornqvist, L., Vartia, P., and Vartia, Y. (1985). How Should Relative Changes Be Measured? *The American Statistician*, 39(1), 43-46.

Zhang, L. and Zoli, E. (2014). Leaning Against the Wind : Macroprudential Policy in Asia. IMF Working Paper No. 14/22.

附 錄

附錄一：國房稅爭議

爭 議	反對國房稅立場	支持國房稅立場
1. 不會對租屋者有利	認為因國房稅而調整的租稅會轉為房租，因此會對租屋者不利。制定此租稅政策本意是好的，卻使租客要支付之租金上漲，反而造成反效果。	國房稅的實施會使三屋以上閒置的成本增加，且國房稅主張「出租者不提高稅賦」原則，因此會有更多空屋進入租屋市場。租屋供給量增加，因而能夠抑制租金的上漲。
2. 國房稅無效	對於三屋以上者而言，國房目的可能在於投資獲利或置產保值。因此國房稅提高的持有成本，不足以使其釋出空屋。目前台灣高房價原因主要為市場資訊不夠透明、利率過低、民眾預期心理等，因此國房稅無法解決上述問題來降低房價。	提出反對者同時認為空屋出租會使租金上漲（爭議1），但又認為空屋不會出租的觀點，前後矛盾。另外，國房稅目的之一，為促進空屋轉為租屋使用而非只解決高房價問題，且房產租稅也是高房價的原因之一。
3. 民粹仇富	認為國房稅會傷害房地產市場與其相關產業，對房地產市場造成衝擊，導致房價下跌，進而使人民資產減少。	此爭議與爭議2相互矛盾；前者認為國房稅威力過大，而後者認為無效。且國房稅針對的是空屋（低度使用或是不使用的住宅）以及餘屋（建商所持有的未售出住宅）。

註：國房稅爭議觀點整理自 <https://opinion.udn.com/opinion/story/12838/4123387>。

附錄二：各縣市住家用房屋稅徵收率表

實施日期	縣 市	自住使用	非自住之其他住家用
2014 年 7 月	台北市	1.2%	2 戶以下：2.4% 3 戶以上：3.6%
2017 年 7 月	新北市		2.4%
2015 年 7 月	桃園市		2.4%
2017 年 7 月	新竹縣		1.6%
2015 年 7 月	宜蘭縣		2 戶以下：1.5% 3 至 7 戶：2.0% 8 戶以上：3.6%
2014 年 7 月	連江縣		2 戶以下：1.6% 3 戶以上：2.0%
各縣市不一致	其他縣市 (註)		1.5%

註：其他縣市包括台中市、台南市、高雄市、基隆市、新竹市、苗栗縣、彰化縣、南投縣、雲林縣、嘉義市、嘉義縣、屏東縣、花蓮縣、台東縣、澎湖縣、金門縣。

附錄三：房地合一稅實施前後之比較（個人部分）

	舊 制	新 制
適用對象	2015/12/31 以前出售者，或 2016/1/1 以後出售且持有期間超過 2 年者。	2016/1/1 以後出售且持有期間為 2 年內者。
申報方式	➤ 土地：土地增值稅 ➤ 房屋：房屋交易獲利併入綜合所得總額，按 5~45% 累進稅率課稅。	出售土地房屋獲利扣抵土地增值稅後，合併申報，不計入綜合所得稅。
稅 基	➤ 土地：土地公告現值 ➤ 房屋： 核實認定（售價－取得成本－取得房屋之相關必要費用）× 出售時房屋評定現值 ÷（出售時土地公告現值 + 出售時房屋評定現值） 財政部公布之標準認定財產交易所得 = 房屋評定現值 × 依財政部每年公告財產交易所得標準。	房地收入－成本－費用－公告土地現值漲價總數額。
稅 率	➤ 境內(註)： (財產交易所得金額 + 其他應報所得金額) ÷ 綜合所得總額 - 全部免稅額 - 全部扣除額 × 個人累進稅率 - 累進差額。 ➤ 境外：20%	➤ 境內： 持有期間 1 年以下：45 % 持有期間 1 至 2 年：35 % 持有期間 2 至 10 年：20 % 持有期間 10 年以上：15 % ➤ 境外： 持有期間 1 年以下：45 % 持有期間 1 年以上：35 %
境內居住者 自用住宅減免	無	➤ 個人、其配偶或未成年子女設有戶籍、持有並實際居住滿連續 6 年且無供營業使用或出租 ➤ 課稅所得在 400 萬元以下免稅；超過 400 萬元部分按 10 % 課稅 ➤ 六年內以一次為限。
境內居住者 自用住宅 重購退稅	僅限小屋換大屋可退稅或折抵。	➤ 換大屋全額退稅 ➤ 換小屋比例退稅 ➤ 五年內不得改作其他用途或再行移轉。

註：境內居住者(符合以下其一條件)：(1) 在中華民國境內有住所並經常居住中華民國境內者；
(2) 在中華民國境內無住所而於一課稅年度內在中華民國境內居留合計滿 183 天者。

附錄四：六都房價指數 DID 分析結果 (2014 年 1 月至 2016 年 10 月)

縣市	變數	係數	標準差	t 值	p 值
新北市	d_{12}	0.01***	0.001	7.649	0
	d_{23}	0.01***	0.001	4.560	0
	d_{34}	-0.004	0.003	-1.423	0.17
桃園市	d_{12}	0.02***	0.002	11.26	0
	d_{23}	0.004**	0.002	2.02	0.05
	d_{34}	0.001	0.003	0.05	0.96
台中市	d_{12}	0.05***	0.01	7.34	0
	d_{23}	0.03***	0.01	4.56	0
	d_{34}	0.002	0.014	0.15	0.89
台南市	d_{12}	0.04***	0.01	4.05	0
	d_{23}	0.04***	0.007	5.6	0
	d_{34}	-0.01	0.01	-0.62	0.54
高雄市	d_{12}	0.03***	0.004	5.98	0
	d_{23}	0.03***	0.004	7.25	0
	d_{34}	0.01	0.01	1.18	0.25

註：其中*、**、***分別代表達到 90%、95%、及 99% 的顯著水準。

應變數 Y_{it} 定義為「 i 城市與台北市的房價指數取對數後相減」， i 城市為除台北市以外的五都之一。自變數包括：(1)可能影響房價指數的控制變數(X_i)；及(2)時段虛擬變數(d_{mn})， $(m, n) \in \{1, 2, 3, 4\}$ ，即本研究樣本空間中的四個時段(T1, T2, T3, T4)。例如 d_{12} ，代表以時段 T1 為基底，如果樣本取自時段 T2，則 $d_{12}=1$ ，若樣本取自非時段 T2，則 $d_{12}=0$ 。如果 d_{12} 顯著大於 0，表示時段 T2 的平均 Y_i 值，顯著大於時段 T1 之均值，其他 d_{mn} 值，以此類推。 X_i 以相同處理方法定義為「 i 城市與台北市擁有的總體變數取對數後相減」，如利率(r)、建物使用執照(LIC)、人口戶數(POP)。

附錄五：新北市 DID 模型 T1、T2、T3 對應之係數估計

	T1 至 T2				T2 至 T3				T3 至 T4			
	係數	標準差	t 值	p 值	係數	標準差	t 值	p 值	係數	標準差	t 值	p 值
截距	0.11	0.02	4.83	0.00	0.10	0.02	4.82	0.00	0.11	0.02	4.83	0.00
r	-0.03	0.01	-2.97	0.01	-0.03	0.01	-2.96	0.01	-0.03	0.01	-2.97	0.01
LIC	0.00	0.01	0.14	0.89	0.00	0.01	0.13	0.89	0.00	0.01	0.14	0.89
POP	2.32	1.60	1.45	0.16	2.32	1.60	1.45	0.16	2.32	1.60	1.45	0.16
d_{12}	0.01	0.01	7.65	0.00								
d_{13}	0.02	0.01	10.6	0.00								
d_{14}	0.01	0.01	4.36	0.00								
d_{21}					-0.01	0.01	-7.65	0.00				
d_{23}					0.01	0.01	4.56	0.00				
d_{24}					0.00	0.01	0.89	0.38				
d_{31}									-0.02	0.01	-10.6	0.00
d_{32}									-0.01	0.01	-4.57	0.00
d_{34}									-0.004	0.01	-1.42	0.17

應變數 Y_{it} 定義為「 i 城市與台北市的房價指數取對數後相減」， i 城市為除台北市以外的五都之一。自變數包括：(1)可能影響房價指數的控制變數(X_i)；及(2)時段虛擬變數(d_{mn})， $(m, n) \in \{1, 2, 3, 4\}$ ，即本研究樣本空間中的四個時段(T1, T2, T3, T4)。例如 d_{12} ，代表以時段 T1 為基底，如果樣本取自時段 T2，則 $d_{12}=1$ ，若樣本取自非時段 T2，則 $d_{12}=0$ 。如果 d_{12} 顯著大於 0，表示時段 T2 的平均 Y_i 值，顯著大於時段 T1 之均值，其他 d_{mn} 值，以此類推。 X_i 以相同處理方法定義為「 i 城市與台北市擁有的總體變數取對數後相減」，如利率(r)、建物使用執照(LIC)、人口戶數(POP)。

附錄六：桃園市 DID 模型 T1、T2、T3 對應之係數估計

	T1 至 T2				T2 至 T3				T3 至 T4			
	係數	標準差	t 值	p 值	係數	標準差	t 值	p 值	係數	標準差	t 值	p 值
截距	0.19	0.03	6.04	0.00	0.19	0.03	6.04	0.00	0.19	0.03	6.04	0.00
r	-0.04	0.02	-2.59	0.02	-0.04	0.02	-2.6	0.02	-0.04	0.02	-2.59	0.02
LIC	0.00	0.01	0.46	0.7	0.00	0.001	0.46	0.7	0.00	0.001	0.46	0.7
POP	-0.11	1.15	-0.1	0.92	-0.11	1.15	-0.1	0.92	-0.11	1.15	-0.1	0.92
d_{12}	0.02	0.01	11.26	0.00								
d_{13}	0.02	0.01	11.52	0.00								
d_{14}	0.02	0.01	6.27	0.00								
d_{21}					-0.02	0.002	-11.3	0.00				
d_{23}					0.004	0.002	2.02	0.05				
d_{24}					0.004	0.004	0.97	0.34				
d_{31}									-0.02	0.002	-11.5	0.00
d_{32}									-0.01	0.002	-2.02	0.05
d_{34}									0.001	0.003	0.05	0.96

應變數 Y_{it} 定義為「 i 城市與台北市的房價指數取對數後相減」， i 城市為除台北市以外的五都之一。自變數包括：(1)可能影響房價指數的控制變數(X_i)；及(2)時段虛擬變數(d_{mn})， $(m, n) \in \{1, 2, 3, 4\}$ ，即本研究樣本空間中的四個時段(T1, T2, T3, T4)。例如 d_{12} ，代表以時段 T1 為基底，如果樣本取自時段 T2，則 $d_{12}=1$ ，若樣本取自非時段 T2，則 $d_{12}=0$ 。如果 d_{12} 顯著大於 0，表示時段 T2 的平均 Y_i 值，顯著大於時段 T1 之均值，其他 d_{mn} 值，以此類推。 X_i 以相同處理方法定義為「 i 城市與台北市擁有的總體變數取對數後相減」，如利率(r)、建物使用執照(LIC)、人口戶數(POP)。

附錄七：台中市 DID 模型 T1、T2、T3 對應之係數估計

	T1 至 T2				T2 至 T3				T3 至 T4			
	係數	標準差	t 值	p 值	係數	標準差	t 值	p 值	係數	標準差	t 值	p 值
截距	0.35	0.11	3.21	0.003	0.35	0.11	3.21	0.003	0.35	0.11	3.21	0.003
r	-0.13	0.06	-2.34	0.03	-0.13	0.06	-2.34	0.03	-0.13	0.06	-2.34	0.03
LIC	0.00	0.003	0.12	0.91	0.00	0.003	0.12	0.91	0.00	0.003	0.12	0.91
POP	10.9	5.66	1.92	0.07	10.9	5.66	1.92	0.07	10.9	5.66	1.92	0.07
d_{12}	0.05	0.01	7.34	0.00								
d_{13}	0.08	0.01	10.04	0.00								
d_{14}	0.07	0.01	5.43	0.00								
d_{21}					-0.05	0.01	-7.34	0.00				
d_{23}					0.03	0.01	4.56	0.00				
d_{24}					0.03	0.014	2.01	0.05				
d_{31}									-0.09	0.01	-10.49	0.00
d_{32}									-0.03	0.01	-4.14	0.00
d_{34}									0.002	0.014	0.15	0.89

應變數 Y_{it} 定義為「 i 城市與台北市的房價指數取對數後相減」， i 城市為除台北市以外的五都之一。自變數包括：(1)可能影響房價指數的控制變數(X_i)；及(2)時段虛擬變數(d_{mn})， $(m, n) \in \{1, 2, 3, 4\}$ ，即本研究樣本空間中的四個時段(T1, T2, T3, T4)。例如 d_{12} ，代表以時段 T1 為基底，如果樣本取自時段 T2，則 $d_{12}=1$ ，若樣本取自非時段 T2，則 $d_{12}=0$ 。如果 d_{12} 顯著大於 0，表示時段 T2 的平均 Y_i 值，顯著大於時段 T1 之均值，其他 d_{mn} 值，以此類推。 X_i 以相同處理方法定義為「 i 城市與台北市擁有的總體變數取對數後相減」，如利率(r)、建物使用執照(LIC)、人口戶數(POP)。

附錄八：台南市 DID 模型 T1、T2、T3 對應之係數估計

	T1 至 T2				T2 至 T3				T3 至 T4			
	係數	標準差	t 值	p 值	係數	標準差	t 值	p 值	係數	標準差	t 值	p 值
截距	-2.56	1.45	-1.77	0.09	-2.56	1.45	-1.77	0.09	-2.56	1.45	-1.77	0.09
r	-0.18	0.08	-2.37	0.02	-0.18	0.08	-2.37	0.02	-0.18	0.08	-2.37	0.02
LIC	-0.02	0.003	-0.5	0.62	-0.02	0.003	-0.5	0.62	-0.02	0.003	-0.5	0.62
POP	-6.91	3.54	-1.95	0.06	-6.91	3.54	-1.95	0.06	-6.91	3.54	-1.95	0.06
d_{12}	0.04	0.01	4.05	0.00								
d_{13}	0.08	0.01	6.38	0.00								
d_{14}	0.07	0.02	3.66	0.00								
d_{21}					-0.04	0.01	-4.05	0.00				
d_{23}					0.04	0.007	5.6	0.00				
d_{24}					0.03	0.02	2.00	0.06				
d_{31}									-0.080	0.01	-6.4	0.00
d_{32}									-0.037	0.01	-5.6	0.00
d_{34}									-0.01	0.01	-0.62	0.54

應變數 Y_{it} 定義為「 i 城市與台北市的房價指數取對數後相減」， i 城市為除台北市以外的五都之一。自變數包括：(1)可能影響房價指數的控制變數(X_i)；及(2)時段虛擬變數(d_{mn})， $(m, n) \in \{1, 2, 3, 4\}$ ，即本研究樣本空間中的四個時段(T1, T2, T3, T4)。例如 d_{12} ，代表以時段 T1 為基底，如果樣本取自時段 T2，則 $d_{12}=1$ ，若樣本取自非時段 T2，則 $d_{12}=0$ 。如果 d_{12} 顯著大於 0，表示時段 T2 的平均 Y_i 值，顯著大於時段 T1 之均值，其他 d_{mn} 值，以此類推。 X_i 以相同處理方法定義為「 i 城市與台北市擁有的總體變數取對數後相減」，如利率(r)、建物使用執照(LIC)、人口戶數(POP)。

附錄九：高雄市 DID 模型 T1、T2、T3 對應之係數估計

	T1 至 T2				T2 至 T3				T3 至 T4			
	係數	標準差	t 值	p 值	係數	標準差	t 值	p 值	係數	標準差	t 值	p 值
截距	0.18	0.07	2.56	0.02	0.18	0.07	2.56	0.02	0.18	0.07	2.56	0.02
r	-	0.04	-1.48	0.15	-0.05	0.04	-1.48	0.15	-0.05	0.04	-1.48	0.15
LIC	0.00	0.002	-0.25	0.80	0.00	0.002	-0.25	0.80	0.00	0.002	-0.25	0.80
POP	1.74	4.93	0.35	0.72	1.74	4.93	0.35	0.72	1.74	4.93	0.35	0.72
d_{12}	0.03	0.004	5.98	0.00								
d_{13}	0.06	0.005	11.06	0.00								
d_{14}	0.07	0.01	7.32	0.00								
d_{21}					-0.03	0.004	-5.98	0.00				
d_{23}					0.03	0.004	7.25	0.00				
d_{24}					0.04	0.01	4.57	0.00				
d_{31}									-0.06	0.01	-11.06	0.000
d_{32}									-0.03	0.004	-7.25	0.00
d_{34}									0.01	0.01	1.18	0.25

應變數 Y_{it} 定義為「 i 城市與台北市的房價指數取對數後相減」， i 城市為除台北市以外的五都之一。自變數包括：(1)可能影響房價指數的控制變數(X_i)；及(2)時段虛擬變數(d_{mn})， $(m, n) \in \{1, 2, 3, 4\}$ ，即本研究樣本空間中的四個時段(T1, T2, T3, T4)。例如 d_{12} ，代表以時段 T1 為基底，如果樣本取自時段 T2，則 $d_{12}=1$ ，若樣本取自非時段 T2，則 $d_{12}=0$ 。如果 d_{12} 顯著大於 0，表示時段 T2 的平均 Y_i 值，顯著大於時段 T1 之均值，其他 d_{mn} 值，以此類推。 X_i 以相同處理方法定義為「 i 城市與台北市擁有的總體變數取對數後相減」，如利率(r)、建物使用執照(LIC)、人口戶數(POP)。



國立清華大學
NATIONAL TSING HUA UNIVERSITY

單位：安富金融工程研究中心

地址：新竹市光復路二段 101 號

E-mail: aife@gapp.nthu.edu.tw

網站: <http://aife.site.nthu.edu.tw/>

